Do Labels Matter? Unemployment Insurance and Quits in Canada

Final Report

Prepared for:

Human Resources Development Canada

August 1998

Prepared by:

Peter Kuhn
and
Arthur Sweetman

SP-AH057E-08-98
(également disponible en français)

Acknowledgements

The authors would like to thank McMaster University and the University of Victoria respectively. They would also like to thank Human Resources Development Canada (HRDC) for data and research support. Any opinions or conclusions are solely the responsibility of the authors.

101-02380/

Table of Contents

Executive Summary i

1. Introduction 1

2. Policy and Institutional Background 5

3. Theoretical Considerations 7
A. Models Generating Pure Relabelling 7
B. Models Generating an Inhibition of Separations 8
C. Models Generating No Response 9

4. Identification Issues 11
A. Naive No-Response Model 13
B. A "Pure Relabelling" or Efficient Separations Model 13
C. A "Pure Inhibition" Model 13
D. Mixed Inhibition and Relabelling 13

5. Data and Descriptive Statistics 15

6. Statistical Framework 17

7. Results 21
A. Claim Rates of Those Who Quit Voluntarily 21
B. Separation Rate Regressions by Reason for Separation 21
C. "Dismissed" and "Other" Reasons for Separation 22

8. Summary 25

References 33

List of Tables

Table 1 Means and Standard Errors for the ROE Data 27

Table 2 Means and Standard Errors by Period for the Claim Rates 28

Table 3 Claim Rate Regressions for Voluntary Quits 28

Table 4 Male Separation Rates Based on ROE Data 29

Table 5 Female Separation Rates Based on ROE Data 30

Table 6 Means (Standard Errors) of "Other" and "Dismissed" Categories' Separation Rates Before and After STET C-113 31

Table 7 "Other" and "Dismissed" Categories' UI Claim Rates Before and After Bill C-113 32

Executive Summary

Recent unemployment insurance (UI) legislative changes that penalise those who quit their jobs allow us to discriminate between alternative labour market theories of worker-firm separations. Further, the implications of behavioural responses by workers on the cost of operating the UI system and the substantial differences in the responses by different age and sex groups are investigated. In response to the legislation, firms and workers might relabel separations that would have been called quits in terms of UI-eligible labels; alternatively, workers might be inhibited from quitting if relabelling does not occur. We find no evidence of relabelling, but we find that women and young men are inhibited from quitting, whereas prime-age males seem unaffected by the large increase in the cost of quitting imposed by the changes. This suggests that the cost savings to the system are actually larger than the reduction in the claim rate of quitters, since those inhibited from quitting who would have claimed benefits also contribute to the savings. Further, it suggests that simple "efficient separations" models do not adequately characterise the labour market and that labels matter for reasons apart from pure UI eligibility. Moreover, one simple characterisation need not comprehend the diversity of responses to a policy change; clearly in this case different groups' responses were not identical.

1. Introduction

Unemployment insurance (UI) systems, as is well known, are complex social programs with a wide variety of potential effects on economic behaviour. Aspects of UI that have been examined include the effects of: benefit replacement rates on unemployment durations (Meyer 1990), UI qualifying periods on employment durations (Green and Riddell 1993), experience rating on the amplitude of seasonal employment fluctuations (Anderson 1993), overall benefit generosity on employers' choices between layoffs and hours reductions (Burdett and Wright 1989), and differential generosity on interregional labour mobility (Day 1992). Interestingly, however, one aspect of UI that has received almost no attention to date is that in many systems, including Canada's, entitlement to benefits depends critically on the reason why one left one's last job. Most systems, for example, impose substantial penalties on workers who quit or were dismissed from their last job, relative to workers separating for other reasons.[1]

Recent Unemployment Insurance (UI) legislative changes — Bills C-21 and C-113 — increased the UI penalties for those who voluntarily quit their jobs.

In this paper we study the effect of non-neutralities in UI related to separation reasons on the separation behaviour of Canadian workers, using two recent legislative changes (Bills C-21 and C-113) that dramatically increased the UI penalties for quitting one's job or being dismissed for cause. These changes to the UI legislation first partially and then completely disentitled those who quit without just cause and those dismissed for cause from receiving UI benefits. We argue that the responses of Canadian workers to these changes are of interest for two distinct reasons. First, in the period preceding the legislative changes being studied, voluntary quits accounted for between 19 % (prime age males) and 37 % (young females) of all separations. To the extent that quit penalties are actually effective in reducing overall UI claim rates, they have the potential to generate substantial cost savings for the UI system as a whole. The size of the savings are, of course, of direct interest to policymakers.

To the extent that quit penalties are actually effective in reducing overall UI claim rates, they have the potential to generate substantial cost savings for the UI system.

A second reason for examining the natural experiments provided by the disentitlement of Canadian job quitters is that they may provide useful information on the empirical relevance of some simple theoretical models of job separations. For example, in the extreme case of a pure "efficient separations" model (e.g. Becker et al. 1977; McLaughlin 1991) labels attached to separations have no market consequences apart from their implications for UI eligibility. As a result, any distinction between the UI eligibility of quitters

---

1. The one exception we are aware of is Ragan (1984), who examines the effects of a general tightening up of the eligibility requirements for those who quit or were dismissed for cause in the United States in the 1970s. Ragan used aggregate manufacturing data for a subset of states in the four even-numbered years from 1972 to 1980, excluding 1976. Like our findings for prime-age males, but unlike our findings for other groups, he did not find a significant effect of UI quit penalties on the quit rate.

Some firms and workers may "relabel" their separations to avoid the UI quit penalty; other workers may be "inhibited" from quitting.

and other job losers should lead firms and workers to "relabel" all UI-eligible quits as layoffs, with no associated change in either the overall separation rate or the UI claim rate. Under such a "pure relabelling" scenario, UI quit penalties would be totally ineffective in generating cost savings for the UI system. This is not the case for some other models of separations, including ones in which wage rigidities (Hashimoto and Yu 1980) or asymmetric information (Gibbons and Katz 1991) play a role. In these models, firms may be reluctant to acquiesce in the relabelling of separations, or workers may not wish to be relabelled because of the signalling value of labels. In such models, the introduction of UI quit penalties should reduce the total number of separations and impose real costs on workers, leading to the potential for substantial cost savings from the introduction of UI quit penalties. An examination of Canadians' responses to these legislative changes is, therefore, also of broader relevance to our conceptualisation of how labour markets function.

The empirical analysis in this paper is based on Human Resources Development Canada's (HRDC) administrative files, together with background variables from Statistics Canada. The administrative data provide monthly counts of job separations by reason, but because of a reporting change for dismissals in the midst of the period in question, our focus is primarily on voluntary quitters. In our analysis we first establish that both the legislative changes examined here did indeed make it harder for workers who were reported to have quit a job to claim UI: the fraction of voluntary quitters and those dismissed for cause who actually receive UI benefits does fall substantially following the legislative changes, particularly the complete disentitlement. Despite this, however, we find no evidence of a change in the reported frequency of quits in response to the first, less severe legislated increase in quit penalties. While this may reflect our inability to separate signal from noise, it also indicates that any changes in quit rates resulting from the legislation were not very large, since the standard errors of the estimates are sufficiently small that any economically large change would be observed. With respect to the second, more drastic policy change, we do find a significant decrease in the measured quit rate for all demographic groups except prime-age males. Finally, and perhaps most importantly, in no case do we find evidence that penalty-induced decreases in the quit rate are accompanied by concomitant increases in the separation rate for non-penalised reasons, such as layoffs. Indeed, most of the appropriate point estimates are negative, indicating that the observed reductions in quits correspond to reductions in total separations, rather than a relabelling thereof.

Although the analysis in this paper could be improved by access to more detailed microdata on separations over time, and while our aggregate analysis might as a result fail to identify certain population subgroups (e.g. frequent users) who might have been able to respond to the quit penalties by relabelling their separations, we conclude from our analysis here that simple relabelling of separations in response to the UI disentitlement of quitters was not an important

phenomenon for the Canadian labour market as a whole. Instead, it appears that the legislation either had no effect on workers' separation behaviour (the case of prime-age men) or worked not by relabelling separations but by "inhibiting" workers from quitting. As a consequence, we are led to question the empirical relevance of simple "efficient separations" models of the dissolution of firm-worker matches: labels *do* seem to matter for reasons apart from pure UI eligibility. Another consequence is that the savings to the UI system resulting from UI quit penalties, rather than being negligible, might in fact have been larger than what is implied by the drop in the claim rate of those who quit. This is because the decreased claim rate of quitters does not incorporate the unclaimed UI benefits by those who were inhibited from leaving their jobs, which are also a cost savings to the system.

Section 2 sketches the relevant institutional and policy background. Section 3 contrasts some alternative theories in the literature and what they imply for the expected effects of these policy changes. Section 4 discusses important identification issues, while the data and some descriptive statistics are presented in Section 5. The statistical methodology is outlined in Section 6, and the results are presented and discussed in Section 7. Section 8 concludes.

2. Policy and Institutional Background

Two distinct policy changes in the Canadian UI system are the focus of this paper. Prior to November 1990, the *Unemployment Insurance Act* disentitled claimants from receiving benefits for a *maximum* of 6 weeks if they quit without just cause or were dismissed for cause, although there was no requirement that the case worker impose any penalty at all.[2] Bill C-21, which became effective in November 1990, increased the disentitlement period to between 7 and 12 weeks. Then, in April 1993, Bill C-113 completely eliminated benefits for these two groups. These three intervals, the baseline (period 1), the partial disentitlement (period 2), and the total disentitlement (period 3), are contrasted throughout the analysis.

In order to comprehend the nature and limits of any relabelling, it is important to understand the process whereby labels are assigned to separations in the Canadian UI system. For official UI purposes, the label, subject to revision, is appended by the firm in filling out the Record of Employment (ROE) form at or shortly after the time of separation. A copy of the form is given to the worker, and another is sent directly to the UI district office by the firm. This form is a prerequisite for a claim, but it must be sent to the UI office whether or not a claim is established. Workers, of course, can protest the label, and the UI regulations require that the benefit of the doubt be given to the worker in cases of equality in the balance of evidence. Bill C-21, along with partially disentitling quitters, also introduced a penalty for false reporting. Given that (1) unlike the United States, there is no UI experience rating of firms in Canada, (2) labels are inherently difficult to verify, and (3) enforcement of the penalty for falsely reporting the reason for separation is very expensive, it appears plausible that a firm might sometimes apply UI-eligible labels, such as "other" or "short work," instead of "voluntary quit" or "dismissal," on the ROE form. This would effectively relabel the worker. Of course not all voluntary quitters are disentitled, only those who quit without "just cause." This is a somewhat loosely defined concept; at present there are 14 justified categories, the last of which is "such other reasonable circumstances as are prescribed" (HRDC, 1996, Bill C-21, p. 12).

---

[2] A "disentitlement" of X weeks in the current context means the individual has to wait that many weeks without benefits before he or she can apply for and begin to receive UI benefits.

3. Theoretical Considerations

In our empirical analysis below, we assess the consistency of the evidence with three simple accounts of what quit penalties do to separation behaviour: a "pure relabelling" scenario in which the penalties have no real effects but change the reported reasons for separation; an "inhibition" scenario in which these penalties reduce the total number of separations; and a naive, "no-response" model in which both the total volume and composition of separations is unchanged, with an attendant decrease in UI receipt by workers who quit or are dismissed from their jobs. In the remainder of this section, we discuss theoretical models of the separation process that might give rise to each of these three possible scenarios in turn.

A. Models Generating Pure Relabelling

A common characterisation of the efficient turnover view of labour markets (e.g. Becker et al. 1977; Burdett 1978; Jovanovic 1979; Mortensen 1988) is that there is no meaningful distinction between quits and layoffs. McLaughlin's (1991) model is perhaps the most noteworthy of this class, since it builds on earlier work. It interprets the quit or layoff label as summarising the labour market environment of a particular separation but posits that the label is economically inconsequential. Labour turnover is efficient and joint wealth maximising in the face of economic shocks, since wage revisions or side payments can always be used to prevent inefficient separations. A quit occurs when an upward revision of the wage requested by a worker on the basis of an outside offer is not met by the employer. Similarly, a layoff results when an employer initiated downward revision is refused by a worker.

Interestingly, in all of these models there is no financial cost or gain to either party attached to the relabelling of separations: in the absence of UI, a firm or worker that chooses to change the label publicly attached to a separation incurs no costs or benefits. If these models are taken literally, the introduction of a financial gain to relabelling, via the UI system, should cause the complete elimination of quits from the economy.[3] Further, there should be no change in the actual separation behaviour of firms and workers in response to a UI quit

---

[3] McLaughlin (1991, p 11) obviously does not intend his model to be taken quite so literally, but in addressing the implications of efficient turnover for UI he posits an incentive for quits to be relabelled so as to make them UI eligible. Side payments, or arrangements of some type, are proposed as mechanisms by which the worker could entice the firm to agree to relabelling.

penalty.[4] Pure relabelling models also predict that UI quit penalties will have no effects on government UI expenditures, since those who would have quit will continue to claim as "layoffs" after the policy change.

B. Models Generating an Inhibition of Separations

Understanding, where possible, differences in responses to the policy changes across genders and ages is central to the study.

In any model where workers' ability to have their separations relabelled is limited, UI quit penalties will raise the costs of employee-initiated separations, and should lead to a reduction in total separations from the firm. In this subsection we make note of three broad classes of factors that might limit the extent of such relabelling. One of these is the fact that, if asymmetric information is important in labour markets, separation labels might convey useful information to other firms or workers in the labour market and in this sense be valuable in themselves. An example of this class of models is Gibbons and Katz's (1991) "layoffs and lemons" hypothesis, where a worker would prefer to be identified as separating as a result of a mass layoff than an individual layoff, because of the negative signal of worker quality embodied in the individual layoff category. Analogous to Gibbons and Katz, one can easily conceive of a signalling model in which workers prefer other firms to know that they quit their former jobs and were not laid off (because it signals greater ability). Similarly, firms might not want to develop a reputation for laying workers off repeatedly. In both these cases, the parties may have an interest in preventing the relabelling of quits as layoffs, even though there is a UI-related financial gain associated with doing so.[5]

A second model in which relabelling might be limited is one with some *ex post* wage rigidities (as in Hashimoto and Yu 1980; Hall and Lazear 1984), combined with some limitations on firms' and workers' abilities to make contractual commitments. For example, suppose that firms and workers agree, *ex ante*, to a real wage of w, despite the existence of uncertainty in the worker's future internal and external productivity (θ^i and θ^e, respectively). Focus on a worker whose best outside option includes at least the possibility of an

---

[4] More precisely, comparing a world in which all separations are treated equally by the UI system to one where only layoffs are UI eligible, efficient labour contracts should generate identical patterns of separations in the two worlds. The only difference between the two worlds will be that in the second, all separations will be labelled as quits, since it is jointly inefficient (from the firm and worker's joint perspective) to forsake UI benefits. It may also be worth noting that *both worlds will have more separations than a world with no UI at all.*

[5] Of course, in some environments, the argument might run in the opposite direction: workers might be reluctant to have their separations labelled as quits because it signals less expected labour force attachment. The main point of the argument is that, with signalling, there are factors other than UI eligibility affecting the optimal labelling of separations and that the presence of these other considerations is likely to dampen the "extreme" amount of relabelling predicted by the pure efficient separations model.

unemployment spell, let θ^e + UI be her outside option if she is laid off, and let θ^e be her outside option if she quits (quitters are ineligible for UI). *Ex post*, suppose it happens that $\theta^e + UI > \theta^i > w > \theta^e$. In this situation, firm-plus-worker wealth is maximised by dissolving the firm-worker match and calling the separation a layoff. Firms faced with this situation, however, will be reluctant to lay the worker off unless they can be guaranteed a sufficiently large share of the value of the UI payment to cover the loss of $(\theta^i - w)$ and any transaction costs. In the absence of such a side payment, the firm can make positive profits by retaining the worker at the wage w, and the worker cannot profitably quit, given this wage and the UI quit penalty. Thus, unless firms can credibly precommit to relabel all separations as layoffs, the introduction of UI quit penalties will cause some workers who would otherwise leave to remain with their former employers.

Workers or firms may not want to relabel separations because of the signalling value of the label.

Finally, the economic theories discussed to this point include only two types of players: firms and workers. The environment under consideration, of course, has other important players, notably the ministry that runs the UI system and the Canadian legislature, which originated the Bills being studied. A stated purpose of each piece of legislation is to reduce the cost of operating the UI system. These additional players, therefore, have an incentive to ensure that massive relabelling does not occur. What efficient turnover models euphemistically call side payments, are, in some of their incarnations, labelled as bribes by those who drafted the legislation. While verification of relabelling is difficult, given that penalties were introduced in Bill C-21 and HRDC employs a number of inspectors to guard against, among other things, false reporting, there is at least the threat of penalties being sufficient to stop relabelling.

C. Models Generating No Response

While it is hard to think of a plausible economic model in which a large change in the UI eligibility of quitters has no effect at all on the number of separations labelled as quits, a number of factors might act to limit firms' and workers' responses to the legislation to the point where it cannot be detected in national separation rates. Aside from the factors mentioned in the previous section, these might include the fact that quitters are more likely than other workers to move directly from one job to another without an intervening unemployment spell. To the extent that some quitters are certain that no such spell will occur, this should make them immune to the effects of UI quit penalties, rendering relabelling unnecessary. Another would be a combination of good enforcement of HRDC's "false reporting" provisions and a relatively small number of workers who are on the margin between quitting and staying with the firm. Thus, despite the fact that such behaviour may be hard to rationalise, it is important to take note of this possibility in our analysis of the data.

4. *Identification Issues*

Since we never see the same separation twice, changes must be inferred from the counterfactual.

While the notions of inhibition and relabelling are at first glance very intuitive, it is useful at this point to give a somewhat more formal definition. In this paper, we shall say that relabelling away from quits has occurred in response to a UI policy change that penalises quits if after the policy change there are some layoffs which *would* have been labelled as quits had the policy change not occurred. This definition points out two important aspects of relabelling. First, since we never actually see the same separation twice with different labels attached to it, nor do we observe any "true" label for separations, relabelling must be defined by a counterfactual. (Similarly, inhibition is defined as the number of retentions — workers who do not separate — who *would* have quit under the old regime.) Second, notice that the quit rate (i.e. the ratio of separations labelled as quits to employment in the previous period) can fall because of relabelling and/or inhibition.

To see how we might distinguish relabelling and inhibition effects empirically, it is instructive to consider a simple formal model. To that end, consider the population of employed persons at the start of a given month, E_t in number, and suppose E_t is determined by a dynamic process of the form:

$$E_t = h(X_t, u_t) \qquad (1)$$

where X_t is a vector of macroeconomic and seasonal variables, and u_t is a random shock. Suppose further that each member, *i*, of this population has a vector of personal characteristics x_{it}.

Consider also the mapping g: $(x_{it}, X_t, P_t, e_t) \rightarrow \{R, VQ, SW\}$ where the outcomes are: (R) the worker remains with his or her employer until the end of the month; (VQ) the worker voluntarily quits; or (SW) the worker is laid off for economic reasons, that is, "short work." Note that, in addition to aggregate macroeconomic and seasonal variables, this mapping can also be shifted by a UI policy variable (P_t), and an error term e_t, which may be correlated with u_t.[6]

Next, note that between any two periods, and for any given value of x, the function g can either assign the same label to that value of x in both periods, or change the label assigned to it in one of six possible ways (R to VQ, VQ to R, R to SW, SW to R, VQ to SW, and SW to VQ). Now, holding *X* fixed at a particular value, and changing the level of *P*, denote the expected net fraction of the employed population switching among the three states as follows:

---

[6] Note also that e_t might not be independently and identically distributed. For example, it might be autocorrelated.

Net movement from:	Concept:	Notation:
VQ TO SW	"RELABELLING TO SW"	D_s
SW TO VQ	"RELABELLING TO VQ"	D_v
SW TO R	"INHIBITION OF SW'S"	I_s
VQ TO R	"INHIBITION OF VQ'S"	I_v

where D_s, D_v, I_s and I_v are all defined on the positive reals.[7] Thus, in principle, a UI policy change can cause separating workers and/or firms to relabel their separations, and it can induce some workers who would have quit to remain employed. The policy changes may have opposing effects for different values of x_{it}, but it is only the net change that can be observed.

Next, suppose that the functions g and h outlined above are such that the fraction of the employed population assigned each of the three labels in a given month can be written:

$$SW_t/E_t = a_1 + b_1X_t + d_1P_t + v_{1t} \quad (2)$$
$$VQ_t/E_t = a_2 + b_2X_t + d_2P_t + v_{2t} \quad (3)$$
$$R_t/E_t = a_3 + b_3X_t + d_3P_t + v_{3t} \quad (4)$$

where v's are error terms. Note that, by the identity R + VQ + SW = E, equation (4) is redundant. The coefficients d_1 and d_2 are related to the relabelling and inhibition effects as follows:

$$d_1 = D_s - D_v - I_s, \text{ and} \quad (5)$$
$$d_2 = -(D_s - D_v) - I_v \quad (6)$$

Equations (5) and (6) imply the following. First, if in addition to the estimated parameters d_1 and d_2, we have no other prior information on the magnitude of I_s, I_v, D_s or D_v, then none of these effects are identified. Some identification can be obtained, however, if we assume that I_s and D_v are equal to zero. This seems plausible. We can think of no obvious reason why the changes to the UI benefits of voluntary quitters under study would inhibit firms from laying off workers.[8] Also, there is no obvious reason why laid-off workers would agree to be labelled as quits and lose their UI eligibility. Given these restrictions, the different scenarios discussed in the previous section have distinct implications for d_1 and d_2, some of which can be tested against one another. They are, in turn:

---

[7] It is also possible to have "encouragement of VQs" and "encouragement of SWs." We restrict these to be zero, since the changes in question cannot be interpreted to promote separations.

[8] Bill C-113 reduced the benefit replacement rate for non-VQs from 60 to 57%. This could have had a negative effect on the UI take-up rate of non-VQs, but the firm-induced layoff rate is not likely to be affected.

A. Naive No-Response Model:

There is no behavioural response to the policy changes: $d_1 = d_2 = 0$.

B. A "Pure Relabelling" or Efficient Separations Model:

If there is no inhibition of quits (i.e. $I_v = 0$), equations (5) and (6) imply we should see $d_1 = -d_2 > 0$. Layoffs should increase, and the increase should be by the same amount that quits decrease in response to the policy change.

C. A "Pure Inhibition" Model:

If there is no net relabelling (i.e. $D_s = 0$), the coefficient on the policy dummy in the layoff equation, d_1, equals zero, and the coefficient on the policy dummy in the quits equation, d_2, equals the negative of the inhibition of quits.

D. Mixed Inhibition and Relabelling:

If both relabelling and inhibition of quits occur, then d_1 identifies relabelling, and $d_1 + d_2$ is a measure of inhibition.

5. Data and Descriptive Statistics

We find clear evidence that voluntary quitters, and those dismissed for cause, were in many cases disentitled from benefits by the legislation.

Monthly time series of counts of separations by type from HRDC's administrative ROE data are employed in this study.[9] The main advantages of the ROE data for this exercise are that it is collected as a 10% random sample of the complete inflow of job separations and that it categorises individuals according to the same reasons for separation that are used in administering the UI system. Over the period, the categories on the ROE form have been: shortage of work, strike or lockout, return to school, illness or injury, quit, pregnancy or adoption, retirement, work sharing, apprentice training, age 65, dismissal, leave of absence, and other. An ROE should be issued every time a worker separates from an employer, and it is a prerequisite for receiving UI benefits. Since dismissed workers were also penalised by Bills C-21 and C-113, it might also be of interest to consider this category of separations. We can do so here only in a very limited way, since dismissals were not listed as a distinct reason for separation until 1990.[10] Previously they had been included in the "other" category. To account for some of the heterogeneity in the labour market, the counts are disaggregated by sex and into 15- to 24- and 25- to 54-year age groupings. Unfortunately, no distinctions can be made on the basis of temporary versus permanent layoffs, industry, or region in the data extract available to us. The ROE is also matched with the UI administrative Status Vector (SV) file to determine the fraction of separations that result in a UI claim. None of the series were deseasonalised prior to our analysis.

Basic descriptive statistics for the ROE data are presented in Tables 1 and 2 by UI policy period: (1) in the baseline period before Bill C-21, from January 1980 to October 1990; (2) during the partial disentitlement while C-21 was in effect, from November 1990 to March 1993; and (3) following the total disentitlement, under Bill C-113, starting in April 1993 and extending 9 and 15 months for the SV rate and ROE data, respectively.[11] Descriptive statistics are of the total separation rate (S/E), which includes all 13 reason-for-separation categories, the voluntary quit rate (VQ/E), a composite group of the other and dismissed categories (O-D), and the rate of layoffs (SW/E). Employment (E) is the age-specific count measured by Statistics Canada's Labour Force Survey (LFS).

---

9 The authors would like to thank Ging Wong, Carol Guest, and Anne Routhier of HRDC for producing the administrative data and generously making it available to us.

10 Looking at the data, starting in 1990, it appears that it took close to a year from the time dismissals were first reported until they reached a stable level.

11 While the data file actually extended into 1995 when our sample was taken, the files take a long time to "fill up" because of lags in collecting and inputting the ROE data. The matched UI claim data take even longer to become reliable. Since it would be easy for lags in the data collection process to be spuriously interpreted as drops in the count of separations or claims, we end the series at very conservative dates.

While we find little or no effects of the partial disentitlement on separation behaviour, we do find that the subsequent complete elimination of benefits for (unjustified) quitters reduces the propensity of 15- to 24-year-old males and both 15- to 24-, and 25- to 54-year-old females to voluntarily leave their job.

From Table 1 it is clear that the separation rate of young male workers is almost twice that of prime-age men, with, on average, total separations equal to just over 7% of employment occurring each month. For females the gap is not quite as large, and the level is slightly lower, with the 15- to 24- and 25- to 54-year age groups' separation rates being 5.5 and 3.5%, respectively. It is difficult to draw inferences about how the levels change across the periods from the gross numbers in this table because the beginning of period 2 coincides quite closely with the onset of the 1991–92 recession, and the different periods cover different months of the year. These levels are therefore contaminated by cyclical and seasonal fluctuations which are quite large. They do, however, give us some sense of the magnitude of the flows in question. About 1.5 to 2% of employed 15- to 24-year-old workers quit their job each month, compared with 0.5 to 0.8% of the 25- to 54-year age group for both sexes. A similar, but not as pronounced, difference across the age groups is observed for the "other and dismissed" group; about 1.4 to 1.5% of the younger group is laid off each month, but the same number for the older groups is only about 0.7 to 0.8%. In contrast to the "quit" and the "other and dismissed" reasons for separation discussed thus far, where there have been much greater differences across age groups than between the sexes, the greatest differences in the layoff ("short work" or SW) rate is by sex. Men have much higher layoff rates than women. Those for women are in the 1.3 to 1.4% range, whereas men experience a rate of between 2 and 3%. This likely reflects differences in the industries in which men and women are employed. Standard errors of the series of 15- to 24-year-old are also uniformly larger than those for the 25- to 54-year age group for both sexes. This appears to be attributable to both the smaller underlying sample size and the greater intrinsic volatility of the labour force behaviour of the younger workers.

Matched to the ROEs are monthly counts of the UI claims by reason for separation, where the month associated with the claim is the month of the separation. Our definition of the UI claim rate is simply the fraction of ROEs that are used to establish claims.[12] Table 2 presents a summary of the VQ claim rates by period. The claim rate is seen to decline substantially across the periods, but as with the separation rates seasonal and cyclical factors confound inference. In contrast to the separation rates the largest difference in claim rates is by age, not sex, with the younger quitters having a lower claim rate.

---

[12] For a discussion of different definitions of the claim rate, see Storer and Van Audenrode (1995). A related issue is that several ROEs may be combined to initiate a single claim: that is, a claim may be based on multiple distinct jobs. If a claim is based on, say, two ROEs, then the numerator and denominator of our claim rate are both incremented by two; our measure is the fraction of job separations (ROEs) that are used to establish any claim.

6. Statistical Framework

The analysis attempts to control for changes in the business cycle and seasonal effects that might be confounded with the effect of the policy change.

To evaluate the policy effects and net out the possible confounding effects of cyclical and seasonal factors on the composition of separations, we developed a set of time series regressions, using the following as right hand side variables: seasonal dummies, measures of aggregate business conditions, and dummy variables for the different policy regimes affecting UI eligibility. In developing these models, we noted that the business cycle measures that we have are (potentially) closely related to the dependent variable. (Unemployment rates, for example, are clearly affected by the size and composition of separations.) For this reason, only lagged business cycle variables, rather than contemporaneous ones, were used to avoid simultaneity bias. The measures employed as independent variables are Statistics Canada's Help Wanted Index (HWI), always divided by 10, and the age-specific unemployment rate derived from the Labour Force Survey.

All of the times series used were tested for zero frequency unit roots, using augmented Dickey-Fuller tests with Phillips-Perron provisions for autocorrelation. A set of monthly dummy variables to account for the seasonality was also included. Following Davidson and MacKinnon (1993, p. 705), since these monthly dummy variables are non-stochastic and of the same order as the constant, their inclusion does not change the asymptotic distribution of the test statistics. Most of the series strongly reject the null of a unit root, although one of the ROE series has a test statistic that is very close to the critical value at the 10% level but which cannot reject the null hypothesis. This is not unexpected, given the large number of series tested. All of the series are taken to be stationary.[13]

In order to allow individuals to respond less than instantaneously to business cycle conditions and UI policy changes and to account for autocorrelation in the residuals, we included lagged dependent variables which can be interpreted as partial adjustment effects. Given all these considerations, we selected an autoregressive distributed lag model of the form:

$$y_t = a + \sum_{i=1}^{r} b_i y_{t-i} + \sum_{j=12}^{s} b_j y_{t-j} + \sum_{k=1}^{r} c_j x_{t-k} + \sum_{l=12}^{s} c_k x_{t-l} + \sum_{m=1}^{11} m_* \qquad (7)$$

$$+ d_1 t + d_2 P_2 + d_3 P_3 + u_t,$$

$$where: \; u_t _ IID(0,\sigma^2)$$

[13] This is consistent with Lee and Siklos (1991), who find no unit roots in the raw Canadian quarterly unemployment rate at either the zero or seasonal frequencies.

as the base from which to test down to the final model. In addition to t- and F-tests, the Akaike (1973) and Schwarz (1978) information criteria are used in model selection. We never tested for p or r larger than 3 and q or s larger than 15 for the lagged dependent (y) or business cycle (x) variables. The use of dummy variables, as opposed to seasonal differencing, is discussed in Harvey (1981). The policy variable approach is what Mills (1990, chaps. 12 and 13) terms intervention analysis; each policy indicator is set to 1 in its policy interval and is zero elsewhere. The summations of j and l, starting at 12, in equation (7) capture the monthly nature of our data and permit the most flexibility in reducing the parameters set.[14] In contrast, to facilitate comparisons, we wanted to use the same specification across similar equations where feasible and, therefore, include business cycle variables beyond the minimum number in some of the regressions.

A linear time trend (t) is retained in all of the regressions. As might be expected, given the potentially high partial correlation between a step function and a time trend, its inclusion affects the policy variables. While the Akaike and Schwarz criteria reject the trend for some of the series, it is maintained in all of the regressions to facilitate comparability.

Substantial testing for autocorrelation was carried out since; in the presence of lagged dependent variables, inconsistency would result had it been present. A variety of Breusch (1978) - Godfrey (1978) type tests using artificial regressions were conducted; those for residuals lagged once and 12 times are presented for each equation. Breusch and Pagan's (1980) Lemieux-MacLeod (LM) tests for autocorrelation (not shown) of various orders were also checked. While a small number of these test statistics are significant at the 10% level, this is considered to be normal, given that 24 lags were tested for each regression. We are satisfied that autocorrelation is not a problem. Testing, however, did reveal heteroskedasticity in many of the regressions. Heteroskedasticity-consistent estimates of the error terms have therefore been used throughout the paper, since the series are sufficiently short to make us reluctant to model the heteroskedasticity directly.

In equations with lagged dependent variables, the independent variables can be interpreted as having both long- and short-run effects (e.g. Johnston 1984, p. 350). The short-run effect is the coefficient on the variable. Because of the autoregressive nature of the equation, the long-run equilibrium is approached asymptotically. The specification is, however, restrictive in that all of the right-hand-side variables are forced to have the same adjustment process. Further,

---

[14] A common parsimonious specification of the lag structure on either the dependent or independent variable is: $(1-B)(1-B^{12})$, where B is the lag operator. Our specification captures this intuition, but allows us to drop higher order lags (the interactions of the lags from the first term with B^{12}) if they are rejected by our information criteria. Conserving degrees of freedom is important in this application, since our series are relatively short.

the policy variables affect relatively few observations and are less numerous and less significant than the business cycle variables. The magnitude of the long-run effects of the policy variables should, therefore, only be viewed with caution.

7. Results

A. Claim Rates of Those Who Quit Voluntarily

In order to establish that the legislation had an impact on voluntary quitters' propensity to claim UI and therefore on their costs, we first examine the claim rates of that group. All four regressions are clearly autoregressive, but the specification criteria reject the annual lags. As can be seen from the Breusch-Godfrey tests, autocorrelation of the residuals is not a problem. Interestingly, there appears to be a decreasing trend in the claim rate independent of the policy changes for all but the prime-age male group. In the second policy period, all four groups experience a moderate but significant decrease in their UI take-up rates. In contrast, the decrease in the third period, relative to the first, is quite large, as might be expected, given the much more severe nature of the UI change. These latter decreases are quite large, given the levels seen in Table 2, but, as noted above, voluntary quitters are far from completely disentitled. Although the two older groups start from a higher claim rate in period 1, the coefficient on the period 3 dummy variables for the two 25- to 54-year age groups indicates a reduction of just over 7%, which is very large. Recall that these are only the short-run effects and that the long-run effects are much larger (equal to the period-specific coefficients divided by the sum of the coefficients on the lagged dependent variables).

B. Separation Rate Regressions by Reason for Separation

Tables 4 (for men) and 5 (for women) present the separation rate regressions. A more complex autoregressive pattern is required for these data than was required for the claim rates to remove the autocorrelation of the residuals. Four regressions are presented for each age-sex group. The first is the voluntary quit rate (VQ/E), which is central to the analysis. Next are the 2 groups in which relabelling is expected to occur. First is the combined "other and dismissed" category, which obviously is a problematic grouping, since it contains a disentitled label as well as the label into which we most expect any relabelling to occur. This combination is an unfortunate necessity since, as mentioned earlier, these groups only became distinct in 1990. Still, one effect might dominate, or relabelling might occur only from the voluntary quit and not the dismissed group; thus, the regression is included. More attention is given to this issue in the next subsection. The category of the short work (layoff) reason for separation follows in the next column; relabelling might also be expected for this group. Recall that both temporary and permanent layoffs are subsumed

under this group, since they cannot be separately identified in our data. Finally, the total separation rate (S/E) regression is presented; it includes separations for all reasons.

Looking at the policy variable's coefficients, the 25- to 54-year-old men, in Table 4, exhibit no response to the legislative changes. The coefficients are not only insignificant, but the point estimates are quite small. For the 15- to 24-year-old males, the period 3 dummy in the voluntary quit regression is marginally significant ($P = 0.75$) and of a moderate size, suggesting that their quit propensity is reduced by the legislation. None of the policy coefficients in this group's other regressions are significant though. However, the point estimates in the total separation regression (S/E) are large and negative, as would be expected if there is a reduction in the quit rate with no relabelling. But the standard error is also quite large, so little can be said with confidence.

Both female age groups, in Table 5, have strongly significant period 3 dummy variable coefficients in the VQ regressions that are of an appreciable economic size. Further, the overall separation rate (S/E) for the young females has a negative period 3 coefficient that is economically large and statistically significant. This suggests that inhibition is very likely for this group.

For none of the three out of the four groups that exhibit a reduction in their quit rates is there any evidence of an increase in the layoff or the "other and dismissed" rates, as would be required for relabelling to be credible. In fact, the point estimates are not even positive, but small and insignificantly negative. Overall, the naive no-response model seems to work fairly well for the prime-age males, whereas both female age groups, as well as the younger males, appear to be inhibited from quitting by the total disentitlement.

C. "Dismissed" and "Other" Reasons for Separation

Prior to 1990, the "dismissal" category was included with the "other" one. Their division, unfortunately, coincides too closely with the introduction of the partial disentitlement for any meaningful analysis of it to be done for that policy change. A simple before-after comparison is, however, possible around the total disentitlement. The separation rates are shown in Table 6, and the claim rates are shown in Table 7. We have a strong desire to use all 15 months of data that are available after the change for the separation rates. Seasonal and cyclical factors are, however, quite important. Fortunately, business cycle conditions before and after the total disentitlement were remarkably stable. Seasonality is addressed by matching months, that is, ensuring that there are the same number from each month in the "before" and "after" groups. Two possible "before" samples are feasible; both will obviously contain the period

April 1992 to March 1993. The question is how to match the second April-to-June sequence and hence the total 15 months required. One alternative (Before 1) is to use April to June in 1992; the other is to count those months in 1993 twice (Before 2). The former has the advantage of not introducing the same error terms twice, while the latter is a period with more business cycle conditions similar to those of the period after the change. Notice how similar the unemployment rates and HWI are across the periods. Whichever specification might be preferred, each gives very similar results for the "dismissed" and "other" groups. None of the differences in the separation levels across the periods are significant; in fact, there is almost no change at all for either reason-for-separation group.

Unlike the separation rates, there are only 9 months of claim data in period 3, so only the matching months prior to the Bill are used. Both age groups exhibit a reduction in the claim rate for those who are dismissed, as evidenced in Table 7. This suggests that the financial incentives to motivate a behavioural change exist, although 34 and 16% of the 25- to 54- and 15- to 24-year groups continue to receive benefits following total disentitlement. In contrast, the claim rate of the "other" group is remarkably constant across the periods 2 and 3. These tables provide evidence against relabelling away from the UI disentitled group "dismissed for cause," who clearly suffer a financial loss because of the UI legislation. Either the label has value in itself that outweighs the costs of relabelling or the institutional constraints are sufficient to prevent side deals. The stability of the "other" group further strengthens the conclusion, suggested in the previous subsection, that the voluntary quit group is not relabelling to the "other" category following the complete disentitlement of UI eligibility (i.e. in period 3) where significant declines in the quit rate are observed. This is a strong point, since if firms are concerned about possible penalties, the "other" rather than the "short work" category is arguably the less problematic category into which workers might be relabelled.

8. Summary

This paper attempts to use recent legislative changes that reduced (Bill C-21), and then eliminated (Bill C-113) the UI eligibility of voluntary quitters and those dismissed for cause to shed some light on economic theories of job separations. We are also interested in measuring the impact of the legislation on the total expenditures of the UI system. We find clear evidence that voluntary quitters and those dismissed for cause were in many cases disentitled from benefits by the legislation. While we find little or no effects of the initial, partial disentitlement on separation behaviour, we do find that the subsequent complete elimination of benefits for (unjustified) quitters reduces the propensity of 15- to 24-year-old males and both 15- to 24-, and 25- to 54-year-old females to voluntarily leave their job.[15] In no case, however, can we detect a concomitant increase in the number of separations for other (UI-eligible) reasons, which should occur if workers and firms simply relabelled their separations in response to this legislation.

We conclude that the response of workers and firms to the introduction of very substantial asymmetries in the UI treatment of quits and dismissals versus separations is adequately described for prime-age men by a naive no-response model, in which separation behaviour remains unchanged and quitters experience real losses in UI benefits. For other demographic groups, a pure inhibition model, in which some workers remained with their former employer instead of separating and no relabelling occurred, is sufficient to account for the response patterns we observe. Overall, we see our results as providing little support for the efficient separations view of labour markets: in contrast, the fact that the labelling of separations appears to be unaffected, despite dramatic changes in financial rewards associated with those labels, suggests that for some reason other than UI, labels really *do* matter for labour market behaviour. Regarding the direct policy impacts of the legislative changes studied in this paper, we conclude that because total separations seem to be reduced by this legislation, the total cost savings to the UI system are likely greater than what is indicated by the reduction in the claim rate of quitters alone. This is because of the increased propensity of those who would have quit in the baseline period to remain in their jobs. Of particular note is that men and women and older and younger workers had very different responses to the legislation, and the policy cannot be said to have had one "singular" effect. Understanding the diverse impacts of legislative changes across the population is clearly an important issue.

In all cases where a response is observed, it is an inhibition of quits. There is no evidence of re-labelling .... Because total separations seem to be reduced by this legislation, the total cost savings to the UI system are likely greater than what is indicated by the reduction in the claim rate of quitters alone.

[15] This contrasts with Ragan (1984), whose small sample size may have prevented him from separating the signal from the noise in his data.

Of particular note is that men and women and older and younger workers had very different responses to the legislation, and the policy cannot be said to have had one "singular" effect. Understanding the diverse impacts of legislative changes across the population is clearly an important issue.

Future work looking at the longer run effects of these legislative changes would be valuable, although difficult, given that subsequent changes to the UI system occurred shortly after the end of the period under study. In particular, evaluating the role and timing of any learning that might occur would be important. As well, while we do not observe any evidence of relabelling for the entire population, it is possible that it might occur in more depressed regions of the country, where there is both more knowledge of, and reliance on, UI. A study using more tightly defined economic regions would, therefore, be worthwhile; unfortunately, administrative data are not amenable to identifying the geographic region of separations that do not terminate in a claim.

Table 1
Means and Standard Errors by Period for the ROE Data

Variable/Period		Females 15-24	Females 25-54	Males 15-24	Males 25-54	Obs/ Period
VQ/E						
(80.01-90.10)	1	2.12 (.070)	.88 (.021)	2.09 (.073)	.73 (.020)	130
(90.11-93.03)	2	1.79 (.088)	.63 (.024)	1.62 (.079)	.51 (.020)	29
(93.04-94.06)	3	1.63 (.098)	.52 (.021)	1.57 (.090)	.49 (.020)	15
Oth & Dismiss/E						
	1	1.41 (.046)	.80 (.019)	1.56 (.041)	.70 (.012)	130
	2	1.46 (.094)	.84 (.037)	1.58 (.077)	.74 (.012)	29
	3	1.40 (.135)	.84 (.065)	1.47 (.121)	.67 (.026)	15
SW/E						
	1	1.44 (.043)	1.29 (.037)	3.06 (.097)	2.11 (.056)	130
	2	1.42 (.090)	1.44 (.088)	3.18 (.208)	2.55 (.148)	29
	3	1.31 (.131)	1.36 (.149)	2.58 (.275)	2.05 (.179)	15
S/E						
	1	5.69 (.181)	3.49 (.067)	7.45 (.195)	3.78 (0.59)	130
	2	5.42 (.372)	3.49 (.133)	7.15 (.403)	4.11 (.157)	29
	3	5.02 (.479)	3.24 (.226)	6.28 (.560)	3.42 (.191)	15

Table 2
Means and Standard Errors by Period for the Claim Rates

Variable / Period		Females		Males		Obs/ Period
CR of VQs		15-24	25-54	15-24	25-54	
(81.07-90.10)	1	24.53 (.681)	34.87 (.383)	27.58 (.727)	31.73 (.453)	112
(90.11-93.03)	2	17.33 (.437)	30.44 (.354)	19.70 (.447)	27.97 (.573)	29
(93.04-93.12)	3	10.59 (.450)	21.43 (.822)	12.18 (.477)	19.51 (.704)	9

Table 3
Claim Rate Regressions for Voluntary Quitters

	Females		Males	
	15-24	25-54	15-24	25-54
Y_{-1}	.29***	.33***	.16**	.40***
	(.092)	(.074)	(.074)	(.088)
Y_{-2}	.08	.18**	.37***	.15**
	(.087)	(.080)	(.088)	(.072)
Trend	-.08***	-.03**	-.04**	-.000
	(.017)	(.014)	(.016)	(.014)
UR_1	-.45*	-.52	-.11	-.21
	(.258)	(.435)	(.169)	(.515)
UR_{12}	-.02	.51	-.07	.52
	(.245)	(.311)	(.176)	(.373)
HWI_1	-.58***	-.33***	-.34***	-.50***
	(.110)	(.086)	(.126)	(.160)
HWI_{12}	.08	.14	.04	.42**
	(.145)	(.122)	(.153)	(.220)
P2	-1.88**	-1.71*	-1.99*	-2.30**
	(.878)	(.930)	(1.193)	(1.189)
P3	-4.69***	-7.05***	-4.80***	-7.37***
	(1.452)	(1.735)	(1.861)	(2.093)
R^2	.93	.91	.97	.84
σ	1.98	1.68	1.33	1.71
B-G (2)	1.14	1.33	2.58	1.67
(*P* value)	(.565)	(.513)	(.274)	(.433)

Note: Standard errors in parentheses. One, two, and three asterisks represent significance at the 10, 5, and 1% level, respectively. There are 138 observations in each regression. Heteroskedasticity-consistent standard errors are employed. Eleven-month dummies and constant not shown.

Table 4
Male Separation Rates Based on ROE Data

	15-24				25-54			
	VQ/E	O-D/E	SW/E	S/E	VQ/E	O-D/E	SW/E	S/E
Y_{-1}	.40***	.20**	.36***	.23***	.18**	.01	.26***	.12*
	(.087)	(.082)	(.092)	(.089)	(.084)	(.072)	(.077)	(.074)
Y_{-2}	.13	.24***	.15**	.23***	.17**	.03	.18**	.21***
	(.081)	(.068)	(.074)	(.088)	(.069)	(.064)	(.089)	(.080)
Y_{-12}	.35***	.16	.29***	.28**	.31***	-.02	.23**	.17**
	(.084)	(.143)	(.082)	(.133)	(.078)	(.079)	(.089)	(.076)
Y_{-13}	-.23	-.17*	-.17***	-.21**	-.17**	-.18**	-.19**	-.23***
	(.082)	(.092)	(.077)	(.092)	(.077)	(.086)	(.077)	(.071)
Trend	.02**	-.002*	-.01	.05	.003	.001	-.002	-.01
	(.011)	(.001)	(.016)	(.042)	(.003)	(.004)	(.015)	(.022)
UR_1	-.001	-.01	-.03	-.05	-.003	-.01	-.03	-.04
	(.012)	(.014)	(.019)	(.048)	(.004)	(.009)	(.027)	(.034)
UR_{12}	-.03**	.02	.05**	.11**	.007*	.02**	.07***	.15***
	(.014)	(.012)	(.024)	(.059)	(.004)	(.009)	(.027)	(.039)
HWI_1	.05***	.01	-.06***	-.01	.02***	-.01	-.05***	-.05***
	(.013)	(.010)	(.021)	(.044)	(.004)	(.004)	(.011)	(.015)
HWI_{12}	.01	.01	.06**	.09*	-.003	.02***	.05***	.09***
	(.013)	(.011)	(.026)	(.050)	(.004)	(.005)	(.016)	(.023)
P2	-.13	-.05	-.08	-.32	-.01	.04	.005	.07
	(.118)	(.010)	(.158)	(.444)	(.029)	(.033)	(.112)	(.158)
P3	-.24*	-.15	-.20	-.77	-.04	-.02	-.16	-.28
	(.135)	(.119)	(.205)	(.559)	(.034)	(.043)	(.148)	(.212)
R^2	.96	.87	.95	.92	.95	.60	.94	.87
σ	.18	.17	.28	.70	.05	.08	.18	.29
B-G (2)	.47	2.98	2.16	1.66	4.19	0.43	2.41	2.99
(*P* value)	(.791)	(.225)	(.340)	(.435)	(.123)	(.806)	(.299)	(.224)

Note: Standard errors in parentheses. One, two, and three asterisks represent significance at the 10, 5, and 1% level, respectively. There are 161 observations in each regression. Heteroskedasticity-consistent standard errors are employed. Eleven-month dummies and constant not shown.

Table 5
Female Separation Rates Based on ROE Data

	15-24				25-54			
	VQ/E	O-D/E	SW/E	S/E	VQ/E	O-D/E	SW/E	S/E
Y_{-1}	.22***	.10	.22***	.14*	.13*	.02	.24***	.09
	(.087)	(.082)	(.075)	(.086)	(.079)	(.071)	(.084)	(.073)
Y_{-2}	.21***	.20***	.21***	.20**	.23***	.10	.04	.13**
	(.083)	(.071)	(.070)	(.079)	(.063)	(.076)	(.067)	(.068)
Y_{-12}	.33***	.28	.35***	.38**	.40***	.27***	.41***	27***
	(.104)	(.223)	(.118)	(.192)	(.076)	(.087)	(.096)	(.082)
Y_{-13}	-.17**	-.12	-.23***	-.17**	-.17**	-.31***	-.33***	-.32***
	(.079)	(.095)	(.067)	(.086)	(.086)	(.072)	(.074)	(.070)
Trend	.04***	-.003***	.01	.08**	-.01	.001*	.002	.01
	(.011)	(.001)	(.007)	(.034)	(.064)	(.0004)	(.007)	(.014)
UR_{-1}	.01	.02	-.01	.02	-.01	.01	-.01	.01
	(.021)	(.022)	(.016)	(.071)	(.006)	(.009)	(.016)	(.032)
UR_{-12}	.07***	.05***	.06***	.21***	.02***	.03***	.05***	.14
	(.021)	(.019)	(.020)	(.071)	(.006)	(.010)	(.016)	(.035)
HWI_{-1}	.04***	.01	-.02**	.02	.02***	.01*	-.02***	.003
	(.013)	(.011)	(.009)	(.035)	(.004)	(.003)	(.005)	(.010)
HWI_{-12}	.02	.02*	.03**	.09**	-.001	.01***	.02***	.05***
	(.014)	(.011)	(.011)	(.038)	(.004)	(.004)	(.007)	(.014)
P2	-.18	-.05	-.02	-.36	-.03	.03	.01	.08
	(.127)	(.105)	(.077)	(.360)	(.031)	(.040)	(.064)	(.139)
P3	-.39***	-.19	-.13	-.87**	-.11***	-.03	-.07	-.24
	(.149)	(.117)	(.099)	(.445)	(.041)	(.050)	(.086)	(.181)
R^2	.94	.89	.90	.92	.95	.90	.94	.91
σ	.20	.18	.16	.65	.06	.07	.12	.26
B-G (2)	3.92	2.34	7.22	2.82	.83	0.13	2.82	.45
(*P*value)	(.141)	(.309)	(.027)	(.243)	(.660)	(.938)	(.243)	(.799)

Note: Standard errors in parentheses. One, two, and three asterisks represent significance at the 10, 5, and 1% level, respectively. There are 161 observations in each regression. Heteroskedasticity-consistent standard errors are employed. Eleven-month dummies and constant not shown.

Table 6
Means (Standard Errors) of "Other" and "Dismissed" Categories Separation Rates Before and After Bill C-113

	15-24			25-54		
	After	**Before 1**	**Before 2**	**After**	**Before 1**	**Before 2**
Females						
Other/E	1.12 (.132)	1.14 (.123)	1.14 (.123)	.76 (.064)	.79 (.066)	.79 (.067)
Dismissed/E	.28 (.009)	.29 (.012)	.29 (.010)	.35 (.010)	.37 (.017)	.37 (.017)
UR	15.04 (.246)	14.81 (.278)	15.10 (.263)	9.48 (.159)	9.36 (.168)	9.43 (.141)
HWI	89.2 (.857)	89.2 (1.559)	86.3 (.300)	89.2 (.857)	89.2 (1.559)	86.3 (.300)
Males						
Other/E	1.08 (.119)	1.11 (.106)	1.11 (.107)	.56 (.026)	.59 (.024)	.59 (.027)
Dismissed/E	.39 (.008)	.42 (.016)	.40 (.014)	.58 (.018)	.59 (.021)	.58 (.020)
UR	20.01 (.529)	20.10 (.266)	20.42 (.401)	10.16 (.267)	10.34 (.274)	10.62 (.240)
HWI	89.2 (.857)	89.2 (1.559)	86.3 (.300)	89.2 (.857)	89.2 (1.559)	86.3 (.300)

Note: Standard errors in parentheses. Each cell represents the average of 15 months of data. The periods are defined in the text.

Table 7
"Other" and "Dismissed" Categories UI Claim Rates
Before and After Bill C-113

	15-24		25-54	
	After	Before 1	After	Before 1
Females				
CR Other	25.67	25.86	50.44	49.62
	(2.118)	(2.125)	(1.226)	(1.247)
CR Dismissed	16.37	21.63	36.87	41.81
	(.771)	(1.260)	(.524)	(.867)
UR	14.88	15.15	9.65	9.43
	(.359)	(.364)	(.203)	(.145)
HWI	87.11	85.78	87.11	85.78
	(.455)	(.278)	(.455)	(.278)
Males				
CR Other	25.99	27.18	43.42	45.40
	(1.931)	(2.243)	(.931)	(1.509)
CR Dismissed	15.53	23.80	32.64	41.94
	(.407)	(1.491)	(.756)	(.663)
UR	19.44	19.62	9.88	10.24
	(.590)	(.452)	(.248)	(.269)
HWI	87.11	85.78	87.11	85.78
	(.455)	(.278)	(.455)	(.278)

Note: Standard errors in parentheses. Each cell represents the average of 9 months of data. The periods are defined in the text.

References

Akaike, H. *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle.* Second International Symposium on Information Theory. Eds. B.N. Petrov and F. Csaki. Budapest: Akademiai Kiado, 1973: 267-81.

Anderson, Patricia M. *Linear Adjustment Costs and Seasonal Labour Demand: Evidence From Retail Trade Firms.* Quarterly Journal of Economics 108 (1993): 1015-42.

Becker, Gary, E. Landes, and R. Michael. *An Economic Analysis of Marital Instability.* Journal of Political Economy 85 (1977): 1141-87.

Breusch, Trevor S. *Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models.* Australian Economic Papers 17 (1978): 334-55.

Breusch, Trevor S. and Adrian R. Pagan. *The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics.* Review of Economic Studies 47 (1980): 239-54.

Burdett, Kenneth. *A Theory of Employee Job Search and Quit Rates.* American Economic Review 68 (1978): 212-20.

Burdett, Kenneth and R. Wright. *Unemployment Insurance and Short-Time Compensation: The Effects on Layoffs, Hours per Worker, and Wages.* Journal of Political Economy 97 (1989): 1479-96.

Davidson, Russell and James G. MacKinnon. Estimation and Inference in Econometrics. New York: Oxford University Press, 1993.

Day, Kathleen. *Interprovincial Migration Flows and Local Public Goods.* Canadian Journal of Economics 25 (1992): 123-44.

Gibbons, Robert and Larry Katz. *Layoffs and Lemons.* Journal of Labor Economics 9 (1991): 351-80.

Godfrey, L.G. *Testing For Higher Order Serial Correlation In Regression Equations When The Regressors Include Lagged Dependent Variables.* Econometrica 46 (1978): 1303-10.

Green, David and Craig Riddell. *Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis.* Mimeo, University of British Columbia, September 1993.

Hall, Robert and Edward Lazear. *The Excess Sensitivity of Quits and Layoffs to Demand.* Journal of Labor Economics 2 (1984): 233-57.

Harvey, A.C. The Econometric Analysis of Time Series. Oxford: Philip Allan Publishers, 1981.

Hashimoto, Masanori and B. Yu. *Specific Capital, Employment Contracts, and Wage Rigidity.* Bell Journal of Economics 11 (1980): 536-49.

Human Resources Development Canada. Unemployment Insurance: Regular Benefits, Ministry of Supply and Services Canada, 1996 (Cat. No. LU2-1994/1995).

Johnston, John. Econometric Methods. 3rd. ed. New York: McGraw-Hill, 1984.

Jovanovic, Boyan. *Job Matching and the Theory of Turnover.* Journal of Political Economy 87 (1979): 972-90.

Lee, Han Shik and Pierre L. Siklos. *Unit Roots and Seasonal Unit Roots in Macroeconomic Time Series.* Economics Letters 35 (1991): 273-77.

McLaughlin, Kenneth. *A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover.* Journal of Political Economy 99 (1991): 1-29.

Meyer, Bruce. *Unemployment Insurance and Unemployment Spells.* Econometrica 58 (1990): 757-82.

Mills, Terence C. Time Series Techniques for Economists. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

Mortensen, Dale T. *Wages, Separations, and Job Tenure: On-the-Job Specific Training or Matching?* Journal of Labor Economics 6 (1988): 445-71.

Ragan, James F., Jr. *The Voluntary Leaves Provisions of Unemployment Insurance and their Effects on Quit and Unemployment Rates.* Southern Economic Journal 51 (1984): 135-46.

Schwarz, G. *Estimating the Dimension of a Model.* Annals of Statistics 6 (1978): 461-64.

Storer, Paul and Marc A. Van Audenrode. *Take-Up of Unemployment Insurance Benefits and the Business Cycle.* Mimeo, Université du Québec à Montréal, 1995.

Les motifs de cessation d'emploi ont-ils de l'importance? L'assurance-emploi et les départs volontaires au Canada

Rapport final

Préparé pour :

Développement des ressources humaines Canada

août 1998

Préparé par :

Peter Kuhn
et
Arthur Sweetman

SP-AH057F-08-98
(also available in English)

Remerciements

Les auteurs aimeraient remercier l'Université McMaster et l'Université Victoria. Ils aimeraient également remercier Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour son aide sur le plan des données et de la recherche. Les opinions exprimées dans ce document sont uniquement celles des auteurs.

Table des matières

Sommaire i

1. Introduction 1

2. Historique des politiques et des institutions 5

3. Considérations théoriques 7
A. Modèles qui suscitent un « réétiquetage pur » 7
B. Modèles qui comportent un effet inhibiteur sur les cessations d'emploi 8
C. Modèles qui ne suscitent aucune réaction 10

4. Questions relatives à l'identification 11
A. Modèle simpliste ne suscitant aucune réaction 13
B. Modèle de « réétiquetage pur » ou de cessations d'emploi efficaces 13
C. Modèle d' « effet inhibiteur pur » 13
D. Inhibition et réétiquetage combinés 14

5. Données et statistiques descriptives 15

6. Cadre statistique 19

7. Résultats 23
A. Taux d'acceptation des demandes relatifs aux personnes qui ont quitté volontairement leur emploi 23
B. Régressions relatives aux taux de cessation d'emploi selon le motif de la cessation 23
C. Catégories de cessation d'emploi « autres » et « renvoi » 25

8. Récapitulation 27

Bibliographie 35

Liste des tableaux

Tableau 1 Moyennes et écarts-types par période dans le cas des données tirées des RE 29

Tableau 2 Moyennes et écarts-types par période relatifs aux taux d'acceptation des demandes de prestations 30

Tableau 3 Régressions relatives aux taux d'acceptation des demandes de prestations dans le cas des personnes qui ont quitté volontairement leur emploi 30

Tableau 4 Taux de cessation d'emploi relatifs aux hommes, d'après les données tirées des RE 31

Tableau 5 Taux de cessation d'emploi relatifs aux femmes, d'après les données tirées des RE 32

Tableau 6 Moyennes et écarts-types relatifs aux taux de cessation d'emploi pour les catégories « autres » et « renvoi », avant et après l'adoption du projet de loi C-113 33

Tableau 7 Taux des prestations pour les catégories « autres » et « renvoi », avant et après l'adoption du projet de loi C-113 34

Sommaire

De récentes modifications législatives touchant l'assurance-emploi qui pénalisent les personnes qui quittent volontairement leur emploi nous ont permis de différencier diverses théories relatives au marché du travail ayant pour objet les cessations d'emploi. En outre, nous avons étudié l'incidence des réponses comportementales des travailleurs sur les coûts de fonctionnement du système d'assurance-emploi, ainsi que les différences significatives existant entre ces réactions selon le groupe d'âge et le sexe des personnes visées par l'étude. En réaction aux modifications législatives, les entreprises et les travailleurs pourraient réétiqueter des cessations d'emploi qui auraient été désignées comme des départs volontaires pour les classer dans des catégories admissibles aux prestations d'assurance-emploi. D'autre part, les travailleurs pourraient hésiter à quitter leur emploi si un tel réétiquetage n'avait pas lieu. Nous n'avons trouvé aucune preuve de l'existence d'un réétiquetage, mais nous avons constaté que l'ensemble des femmes et les hommes jeunes hésitent à quitter leur emploi, tandis que les hommes dans la fleur de l'âge ne semblent pas être touchés par l'importante hausse du coût lié aux départs volontaires, qui a été imposée par les modifications législatives. Cela laisse penser que les économies pour le système d'assurance-emploi sont en fait plus grandes que la réduction du taux d'acceptation des demandes relatif aux personnes qui quittent volontairement leur emploi, puisque celles qui ne quittent pas en raison d'un effet inhibiteur et qui auraient demandé des prestations contribuent également à ces économies. Cela laisse penser aussi que de simples modèles fondés sur des « cessations d'emploi efficaces » ne décrivent pas adéquatement le marché du travail et que les étiquettes ont de l'importance pour des raisons autres que la simple admissibilité aux prestations d'assurance-emploi. En outre, une seule description simple ne rend pas compte nécessairement de la diversité des réactions à un changement de politique; en effet, dans ce cas-ci, les réactions de différents groupes n'ont pas été identiques.

1. Introduction

C'est bien connu, les régimes d'assurance-emploi sont des programmes sociaux complexes, qui ont un large éventail d'effets potentiels sur le comportement économique. Parmi les aspects de l'assurance-emploi qui ont été étudiés, il y a les effets des coefficients de remplacement du revenu des prestations sur la durée de chômage (Meyer, 1990), des périodes d'admissibilité sur la durée d'emploi (Green et Riddel, 1993), de la fixation de taux particuliers sur l'amplitude des fluctuations saisonnières de l'emploi (Anderson, 1993), de la générosité globale des prestations sur le choix effectué par les employeurs entre les mises à pied et la réduction des heures de travail (Burdett et Wright, 1989), et de la générosité différentielle des prestations sur la mobilité interrégionale des travailleurs (Day, 1992). Il est intéressant de constater cependant qu'un des aspects de l'assurance-emploi sur lequel on ne s'est presque pas penché jusqu'à maintenant est le fait que dans de nombreux régimes d'assurance-emploi, y compris celui qui existe au Canada, l'admissibilité aux prestations dépend de manière décisive de la raison pour laquelle on a quitté son emploi. Ainsi, la plupart des régimes imposent d'importantes pénalités aux travailleurs qui quittent volontairement leur emploi ou qui sont renvoyés, comparativement au cas des travailleurs dont le départ est dû à d'autres raisons[1].

De récentes modifications législatives touchant l'assurance-emploi – les projets de loi C-21 et C-113 – ont augmenté les pénalités d'assurance-emploi dans le cas d'un départ volontaire.

Dans la présente étude, nous analysons l'effet d'aspects non neutres en matière d'assurance-emploi (qui sont liés aux motifs de cessation d'emploi) sur le comportement des travailleuses et travailleurs canadiens en ce qui a trait à la cessation d'emploi, à la lumière de deux récentes modifications législatives – les projets de loi C-21 et C-113 – qui ont augmenté de façon marquée les pénalités d'assurance-emploi dans le cas d'un départ volontaire ou d'un renvoi motivé. Ces modifications apportées à la législation sur l'assurance-emploi ont d'abord réduit, puis supprimé complètement, l'admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi des personnes qui quittent volontairement leur emploi sans motif valable ou dont le renvoi est justifié. Nous sommes d'avis que les réactions des travailleuses et des travailleurs canadiens à ces changements revêtent de l'intérêt pour deux raisons distinctes. Tout d'abord, dans la période qui a précédé les modifications que nous examinons, les départs volontaires représentaient entre 19 p.100 (hommes dans la force de l'âge) et 37 p. 100

Dans la mesure où les pénalités appliquées aux départs volontaires réduisent effectivement le taux global d'acceptation des demandes de prestations d'assurance-emploi, elles peuvent entraîner des économies substantielles pour le régime d'assurance-emploi.

[1] La seule exception dont nous avons connaissance est Ragan (1984), qui a étudié les effets d'un resserrement général des critères d'admissibilité aux États-Unis, dans les années 70, dans le cas de personnes qui ont quitté volontairement leur emploi ou qui ont été renvoyées pour un motif valable. Ragan a utilisé les données globales sur l'industrie manufacturière pour un sous-ensemble d'États et les quatre années paires de 1972 à 1980, sauf 1976. Comme dans le cas de nos constatations concernant les hommes dans la force de l'âge, mais à la différence de ce que nous avons observé dans le cas d'autres groupes, Ragan n'a pas observé une incidence significative des pénalités d'assurance-emploi s'appliquant aux départs volontaires sur le taux de départs volontaires.

Un certain nombre d'entreprises et de travailleurs pourraient « réétiqueter » des cessations d'emploi pour éviter les pénalités appliquées aux départs volontaires; d'autres travailleurs pourraient hésiter à quitter leur emploi.

(jeunes femmes) de toutes les cessations d'emploi. Dans la mesure où les pénalités appliquées aux départs volontaires réduisent effectivement le taux global d'acceptation des demandes de prestations d'assurance-emploi, elles peuvent entraîner des économies substantielles pour le régime d'assurance-emploi dans son ensemble. L'importance de ces économies a évidemment un intérêt direct pour les décideurs.

Une deuxième raison de se pencher sur les expérimentations naturelles suscitées par l'inadmissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi réside dans le fait que ces expériences peuvent fournir des informations utiles sur l'importance empirique de quelques simples modèles théoriques décrivant les cessations d'emploi. Par exemple, dans le cas extrême d'un modèle représentant purement des « cessations d'emploi efficaces » (p. ex., Becker et coll., 1977; McLaughlin, 1991), les « étiquettes » attachées aux cessations d'emploi n'ont pas de conséquences de marché autres que celles liées à l'inadmissibilité aux prestations de l'assurance-emploi. C'est pourquoi toute distinction entre l'admissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi et l'admissibilité des personnes qui perdent leur travail pour d'autres raisons devrait conduire les entreprises et les travailleurs à « réétiqueter » tous les départs admissibles aux prestations de l'assurance-emploi comme s'il s'agissait de mises à pied, sans que cela n'entraîne de variation des taux globaux de cessation d'emploi et d'acceptation des demandes de prestations. Dans un tel scénario de « réétiquetage pur », les pénalités imposées aux personnes qui quittent volontairement leur emploi seraient totalement inefficaces en ce qui a trait à la réduction des coûts liés au régime d'assurance-emploi. Tel n'est pas le cas dans certains autres modèles de cessations d'emploi, y compris dans ceux où des rigidités en matière de rémunération (Hashimoto et Yu, 1980) ou des informations asymétriques (Gibbons et Katz, 1991) jouent un rôle. Dans le cas de ces modèles, les entreprises peuvent être réticentes à acquiescer au réétiquetage de cessations d'emploi, ou les travailleurs peuvent ne pas vouloir être réétiquetés en raison de la valeur de « signal » des étiquettes. Dans ces cas, l'introduction de pénalités d'assurance-emploi appliquées aux départs volontaires devrait réduire le nombre total de cessations d'emploi et imposer des coûts réels aux travailleurs, ce qui créerait un potentiel pour des économies substantielles résultant de l'introduction de ces pénalités. L'analyse des réactions des travailleuses et des travailleurs canadiens a donc une grande importance pour notre conceptualisation de la façon dont fonctionnent les marchés du travail.

L'analyse empirique contenue dans la présente étude est fondée sur les dossiers administratifs de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), ainsi que sur des variables d'arrière-plan fournies par Statistique Canada. Les données administratives fournissent des statistiques mensuelles sur les cessations d'emploi, avec indication du motif; cependant, en raison d'une modification de la façon de rendre compte des renvois, qui est survenue au milieu de la

période visée par l'étude, nous avons centré principalement notre attention sur les départs volontaires. Dans notre analyse, nous avons établi d'abord que les deux modifications législatives qui nous intéressent ont effectivement rendu plus difficile l'obtention de prestations de l'assurance-emploi pour les travailleurs dont la cessation d'emploi a été désignée comme un départ volontaire; la proportion de ceux qui ont quitté volontairement leur emploi et de ceux qui ont été renvoyés pour un motif valable et reçoivent des prestations de l'assurance-emploi a chuté de manière importante après les modifications législatives, et notamment après le changement qui a introduit l'inadmissibilité totale. Cependant, nous n'avons relevé aucune preuve d'un changement dans la fréquence des départs volontaires signalés après la première augmentation, moins sévère, des pénalités imposées par la loi aux personnes qui quittent volontairement leur emploi. Bien que cet état de choses puisse refléter notre incapacité de distinguer les signaux des bruits, il indique également que toute variation du nombre de départs volontaires due à la nouvelle législation n'a pas été très importante puisque les écarts-types des estimations sont suffisamment faibles pour permettre l'observation de toute variation économique importante. Concernant la deuxième modification législative, beaucoup plus draconienne, nous relevons une baisse significative du taux mesuré de départs volontaires dans le cas de tous les groupes démographiques, à l'exception de celui des hommes dans la force de l'âge. Enfin, et c'est peut-être la constatation la plus importante, nous ne trouvons dans aucun cas des preuves que les baisses des taux de départs dues aux pénalités s'accompagnent d'augmentations concomitantes du taux de cessation d'emploi dues à des motifs ne faisant pas l'objet de pénalités, comme les mises à pied. Qui plus est, la plupart des estimations ponctuelles sont négatives, ce qui indique que les baisses observées dans le nombre de départs volontaires correspondent aux diminutions du nombre total de cessations d'emploi et ne sont pas dues à un « réétiquetage » des cessations d'emploi en question.

Bien que l'analyse contenue dans la présente étude puisse être améliorée en ayant accès à des microdonnées plus détaillées sur les cessations d'emploi dans le temps, et que notre analyse globale puisse, pour cette raison, ne pas identifier certains sous-groupes de la population (p. ex., les utilisateurs habituels) qui auraient peut-être été en mesure de réagir aux pénalités imposées aux départs volontaires par un réétiquetage de la cessation d'emploi, nous en arrivons à la conclusion, d'après notre analyse, qu'un simple réétiquetage des cessations d'emploi en réaction à l'inadmissibilité aux prestations qui frappe les travailleurs quittant volontairement leur emploi n'est pas un phénomène important pour le marché du travail canadien dans son ensemble. Il semble plutôt que la nouvelle législation n'a eu aucune incidence sur le comportement des travailleurs et des travailleuses en ce qui a trait à la cessation d'emploi (c'est notamment le cas pour le groupe des hommes dans la force de l'âge), ou alors elle a entraîné non pas un réétiquetage des cessations d'emploi, mais un effet inhibiteur qui fait hésiter les travailleurs et travailleuses à quitter leur

emploi. En raison de cette situation, nous sommes portés à mettre en question l'importance empirique de simples modèles de « cessations d'emploi efficaces » qui rendent compte de la dissolution de liens unissant une entreprise et un travailleur ou une travailleuse, car les étiquettes semblent bel et bien avoir de l'importance, mais pour des raisons autres que la simple admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi. Une autre constatation est que les économies réalisées par le régime d'assurance-emploi grâce aux pénalités imposées aux départs volontaires sont non pas négligeables, mais au contraire pourraient être plus importantes que ne le laisse croire la chute du taux d'acceptation des demandes de prestations présentées par les personnes qui ont quitté volontairement leur emploi. Cela s'explique par le fait que le taux d'acceptation des demandes plus faible ne comprend pas les prestations de l'assurance-emploi qui n'ont pas été demandées par ceux qui ont hésité à quitter leur emploi et qui ont ainsi contribué également aux économies dont a bénéficié le régime.

La section 2 donne un historique des institutions et des politiques. Dans la section 3, on compare entre elles certaines théories différentes exposées dans la bibliographie et on montre ce qu'elles laissent supposer concernant les effets attendus des changements de politique qui nous intéressent. La section 4 est consacrée à la discussion d'importantes questions portant sur l'identification, tandis que les données et certaines statistiques descriptives sont présentées dans la section 5. La méthode statistique est décrite dans la section 6, tandis que la section 7 est consacrée à la présentation et à l'analyse des résultats. Enfin, la section 7 conclut la présente étude.

2. *Historique des politiques et des institutions*

Deux changements de politique distincts ayant pour objet le régime canadien d'assurance-emploi sont au centre de la présente étude. Avant le mois de novembre 1990, la *Loi sur l'assurance-chômage* rendait les demandeurs inadmissibles aux prestations de l'assurance-emploi pour une durée *maximale* de 6 semaines si ceux-ci avaient quitté leur emploi sans motif valable ou s'ils avaient fait l'objet d'un renvoi motivé, bien qu'à l'époque aucune exigence n'obligeait l'agent chargé du traitement des cas à imposer une quelconque pénalité[2]. Le projet de loi C-21, qui a été adopté en novembre 1990, allait prolonger la période d'inadmissibilité jusqu'à une durée comprise entre 7 et 12 semaines. Puis, en avril 1993, le projet de loi C-113 supprima complètement les prestations dans le cas des deux groupes précités. Ces trois intervalles, c'est-à-dire la période de référence (période 1), la période de l'inadmissibilité partielle (période 2) et la période de l'inadmissibilité totale (période 3) sont comparées entre elles tout au long de notre analyse.

Afin de comprendre la nature et la limite de tout réétiquetage, il est important de comprendre le processus par lequel des étiquettes sont attribuées aux cessations d'emploi dans le régime d'assurance-emploi canadien. L'étiquette est attribuée, à des fins administratives, par l'employeur, lorsque celui-ci remplit le relevé d'emploi (RE), au moment de la cessation d'emploi ou peu de temps après. Un exemplaire de ce formulaire est remis à l'employé et un autre est envoyé directement au bureau régional de l'assurance-emploi par l'employeur. Ce formulaire est un préalable à toute demande de prestations, mais il doit être envoyé au bureau de l'assurance-emploi, que le droit aux prestations soit établi ou non. Les travailleurs peuvent bien sûr contester l'étiquette, et les règlements sur l'assurance-emploi exigent que le bénéfice du doute soit accordé au travailleur dans les cas où il y a égalité de la prépondérance des preuves. Outre l'inadmissibilité partielle des personnes ayant quitté volontairement leur emploi, le projet de loi C-21 a également introduit une pénalité pour fausse déclaration. Étant donné que, premièrement, il n'y a pas d'évaluation de l'expérience des entreprises en matière d'assurance-emploi au Canada (comme c'est le cas aux États-Unis), que, deuxièmement, les motifs invoqués (étiquettes) sont fondamentalement difficiles à vérifier, et que, troisièmement, l'application de la pénalité pour fausse déclaration concernant le motif de la cessation d'emploi est très coûteuse, il semble plausible qu'une entreprise puisse parfois indiquer, sur le RE, des motifs donnant droit aux prestations de l'assurance-emploi, comme « autres » ou « manque de travail » plutôt que « départ

[2] Une « inadmissibilité » de X semaines dans le contexte actuel signifie qu'un travailleur ou une travailleuse doit attendre ce nombre de semaines avant de toucher des prestations d'assurance-emploi.

volontaire » ou « renvoi ». Cela équivaudrait effectivement à réétiqueter le travailleur. Bien sûr, tous les travailleurs qui quittent volontairement leur emploi ne deviennent pas inadmissibles aux prestations; c'est le cas uniquement de ceux qui quittent sans « motif valable ». Il s'agit là d'un concept mal défini; à l'heure actuelle, il existe quatorze motifs valables, dont le dernier se lit comme suit : « toute autre circonstance raisonnable prévue par règlement » (DRHC, 1996, projet de loi C-21 / p. 12).

3. Considérations théoriques

Dans notre analyse empirique (ci-après), nous évaluons la cohérence des preuves à l'aide de trois simples comptes rendus portant sur l'incidence qu'ont les pénalités imposées aux départs volontaires sur le comportement des entreprises et des travailleurs lors d'une cessation d'emploi. Ces comptes rendus sont : un scénario de « réétiquetage pur » dans lequel les pénalités n'ont pas d'effets réels mais modifient les raisons invoquées pour justifier les cessations d'emploi; un scénario d'« effet inhibiteur » dans lequel ces pénalités réduisent le nombre total de cessations d'emploi; et un modèle simpliste de « réaction nulle » dans lequel le nombre total des cessations d'emploi et la nature de celles-ci demeurent inchangées, et où l'on observe simultanément une diminution du nombre de prestataires de l'assurance-emploi parmi les travailleurs et les travailleuses qui quittent leur emploi ou qui sont renvoyés. Dans la partie restante de la présente section, nous analysons des modèles théoriques du processus de cessation d'emploi qui sont susceptibles de donner lieu aux trois scénarios précités.

A. Modèles qui suscitent un « réétiquetage pur »

Une interprétation courante de la vision des marchés du travail fondée sur un roulement efficace de la main-d'œuvre (p. ex., Becker et coll., 1977; Burdett, 1978; Jovanovic, 1979; et Mortensen, 1988) veut qu'il n'y a pas de différence significative entre les départs volontaires et les mises à pied. Le modèle de McLaughlin (1991) est peut-être le plus digne de mention dans cette catégorie, étant donné qu'il développe des études antérieures. Il interprète notamment l'étiquette du départ volontaire ou du renvoi comme un résumé des conditions du marché du travail sous-jacentes à une cessation d'emploi en particulier, mais avance que l'étiquette n'a pas de conséquences sur le plan économique. Le roulement de la main-d'œuvre est efficace et maximise la richesse commune face à des à-coups économiques, étant donné que des révisions salariales ou des paiements parallèles peuvent toujours être utilisés pour prévenir des cessations d'emploi inefficaces. Un départ survient lorsqu'une révision salariale à la hausse, demandée par un travailleur en raison de l'existence d'une offre extérieure, est refusée par l'employeur. De façon similaire, une mise à pied a lieu lorsqu'un travailleur refuse d'accepter une révision salariale à la baisse demandée par l'employeur.

Il est intéressant de noter que, dans tous ces modèles, il n'y pas de coûts ni de gains financiers liés au réétiquetage des cessations d'emploi : en l'absence de prestations de l'assurance-emploi, une entreprise ou un travailleur qui choisit

Cette étude accorde une place fondamentale à la compréhension, lorsque cela est possible, des diverses réponses aux modifications de la politique, en fonction du sexe et de l'âge.

de changer l'étiquette rattachée officiellement à une cessation d'emploi n'encourt pas de coûts ni n'obtient d'avantages. Si ces modèles sont pris à la lettre, l'introduction d'un gain pécuniaire associé au réétiquetage, par l'entremise du régime d'assurance-emploi, devrait entraîner la disparition complète des départs volontaires au sein de l'économie[3]. En outre, il ne devrait pas y avoir de changement dans le comportement des entreprises et des travailleurs concernant les cessations d'emploi, en réaction à des pénalités d'assurance-emploi imposée aux départs volontaires[4]. Les modèles de « réétiquetage pur » prédisent également que de telles pénalités n'auront pas d'incidence sur les dépenses gouvernementales consacrées à l'assurance-emploi, puisque les travailleurs qui quittent leur emploi vont continuer à demander des prestations sous l'étiquette « mise à pied » après le changement de politique.

B. Modèles qui comportent un effet inhibiteur sur les cessations d'emploi

Dans tout modèle où l'on restreint la possibilité qu'ont les travailleurs de réétiqueter leur cessation d'emploi, les pénalités d'assurance-emploi imposées aux départs volontaires vont accroître les coûts associés aux départs demandés par les employés et devraient mener à une réduction du nombre total de cessations d'emploi. Dans la présente sous-section, nous attirons l'attention sur trois grandes catégories de facteurs susceptibles de limiter l'étendue d'un tel réétiquetage. Un de ces facteurs est le suivant : si l'information asymétrique est importante sur les marchés du travail, les « étiquettes » rattachées aux cessations d'emploi pourraient véhiculer des renseignements utiles à d'autres entreprises ou à d'autres travailleurs; elles auraient ainsi une valeur en elles-mêmes. Un exemple de cette catégorie de modèles est l'hypothèse de Gibbons et Katz (1991) dite des « mises à pied et des citrons », dans laquelle un travailleur préférerait que sa cessation d'emploi soit associée à une mise à pied massive plutôt qu'individuelle, en raison du signal négatif quant à la qualité du travailleur qui est véhiculé par la catégorie de la mise à pied individuelle.

---

[3] McLaughlin (1991, p.11) ne veut pas évidemment que l'on prenne son modèle au pied de la lettre, mais en abordant les conséquences d'une rotation efficace de la main-d'œuvre sur l'assurance-emploi, il avance l'idée d'un encouragement, pour les personnes qui quittent volontairement leur emploi, à être « réétiquetées » afin de devenir admissibles aux prestations de l'assurance-emploi. Des paiements parallèles, ou des arrangements quelconques, sont proposés comme mécanisme par lequel le travailleur pourrait entraîner l'employeur à accepter d'effectuer un réétiquetage.

[4] Plus précisément, si l'on compare un monde dans lequel toutes les cessations d'emploi sont traitées de la même façon par le régime d'assurance-emploi avec un monde où seulement les mises à pied sont admissibles aux prestations de l'assurance-emploi, des contrats de travail efficaces devraient donner lieu à des modèles de cessation d'emploi identiques dans les deux mondes. La seule différence entre ces deux mondes sera que dans le deuxième, toutes les cessations d'emploi seront désignées comme des départs volontaires, puisqu'il n'est pas rentable, ni pour l'entreprise, ni pour le travailleur, de renoncer aux prestations de l'assurance-emploi. Il peut être également utile de noter que *les deux mondes connaîtraient davantage de cessations d'emploi qu'un monde où il n'y a aucune assurance-emploi.*

De manière analogue à l'hypothèse de Gibbons et Katz, on peut facilement concevoir un modèle « signalisateur » dans lequel les travailleurs préfèrent que d'autres entreprises sachent qu'ils ont quitté leur emploi volontairement et qu'ils n'ont pas été mis à pied (car cela envoie un signal indiquant une plus grande habileté). Dans le même ordre d'idées, les entreprises peuvent ne pas être intéressées à avoir la réputation de mettre à pied facilement leurs employés. Dans ces deux cas, les parties peuvent avoir un intérêt à prévenir le réétiquetage des cessations d'emploi (« mise à pied » au lieu de « départ volontaire ») même s'il existe un gain financier lié à l'assurance-emploi qui est associé à un tel comportement[5].

Les travailleurs ou les entreprises peuvent refuser d'acquiescer au « réétiquetage » de cessations d'emploi en raison de la valeur de « signal » des étiquettes.

Un deuxième modèle dans lequel le réétiquetage pourrait être restreint est celui qui comporte certaines rigidités salariales *ex post* (comme dans Hashimoto et Yu, 1980, ou Hall et Lazear, 1984), ainsi que certaines restrictions touchant la capacité des entreprises et des employés à prendre des engagements contractuels. Supposons, par exemple, que les entreprises et les travailleurs s'entendent, *ex ante*, sur un salaire réel de w malgré l'existence d'une incertitude quant à la productivité future interne et externe du travailleur (désignées par θ^i and θ^e respectivement). Concentrons-nous sur une travailleuse dont la meilleure option extérieure comprend à tout le moins la possibilité d'une période de chômage, et appelons son option externe θ^e + AE dans le cas où elle serait mise à pied et θ^e si elle quitte son emploi (les personnes qui quittent volontairement leur emploi ne sont pas admissibles aux prestations de l'assurance-emploi). Supposons *ex post* que $\theta^e + UI > \theta^i > w > \theta^e$. Dans une telle situation, la richesse combinée de la firme et de la travailleuse est maximisée par la dissolution du lien unissant la firme à l'employée et par la désignation de la cessation d'emploi par le terme « mise à pied ». Cependant, les entreprises qui font face à ce genre de situation seront réticentes à mettre à pied la travailleuse, à moins qu'on leur garantisse une part suffisamment importante de la valeur de la prestation de l'assurance-emploi pour couvrir la perte de $(\theta^i - w)$ et tout coût lié à des transactions. En l'absence d'un tel paiement parallèle, l'entreprise peut réaliser un bénéfice en gardant son employée au salaire w, et celle-ci ne peut pas tirer avantage d'un départ, compte tenu de ce salaire et de la pénalité d'assurance-emploi prévue dans le cas des départs volontaires. Par conséquent, à moins que des firmes puissent s'engager préalablement et de façon crédible à redésigner toutes les cessations d'emploi (en les appelant des mises à pied), l'introduction de pénalités

---

[5] Évidemment, dans certains milieux, l'argument pourrait aller dans la direction opposée : les travailleurs pourraient hésiter à laisser étiqueter leur cessation d'emploi comme un départ volontaire car cela signale un attachement à la main-d'œuvre moindre que ce qui est attendu. Les principaux points de cet argument sont les suivants : avec l'envoi de signaux, il y a d'autres facteurs que l'admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi qui ont une incidence sur l'étiquetage optimal des cessations d'emploi; en outre, la présence de ces autres considérations est susceptible de réduire le nombre « extrême » de réétiquetages qui est prédit par le modèle fondé purement sur des cessations d'emploi efficaces.

imposées aux départs volontaires va inciter certains travailleurs à garder leur emploi alors qu'ils envisageaient de le quitter.

Enfin, les théories économiques présentées jusqu'ici comprennent seulement deux types d'acteurs : les entreprises et les travailleurs. Or, l'environnement qui est considéré compte bien sûr d'autres acteurs, notamment le ministère responsable du régime d'assurance-emploi et l'organe législatif canadien qui a voté les projets de loi qui nous intéressent dans la présente étude. Un but déclaré de ces deux projets de loi est de réduire les coûts liés au fonctionnement du régime d'assurance-emploi. Par conséquent, ces acteurs supplémentaires ont intérêt à ce qu'il n'y ait pas de réétiquetage massif. Les montants que certains modèles fondés sur le renouvellement efficace du personnel appellent euphémiquement des « paiements parallèles » sont considérés comme des pots-de-vin par ceux qui ont rédigé les projets de loi, dans le cas de certaines des formes sous lesquelles ils sont utilisés. Bien qu'il soit difficile de vérifier s'il y a eu du réétiquetage, grâce à l'adoption du projet de loi C-21 et à la présence d'inspecteurs chargés par DRHC de déceler, entre autres, toute fausse déclaration, il y au moins des pénalités qui pourraient être suffisantes pour prévenir le réétiquetage.

C. Modèles qui ne suscitent aucune réaction

Bien qu'il soit difficile d'imaginer un modèle économique plausible dans lequel une modification importante de l'admissibilité (aux prestations de l'assurance-emploi) des personnes qui quittent volontairement leur emploi n'a aucun effet sur le nombre de cessations d'emploi désignées comme « départs volontaires », un certain nombre de facteurs pourraient limiter la réaction des entreprises et des travailleurs à l'égard de la législation, à un point tel que cette réaction ne puisse être décelée dans les statistiques nationales sur les cessations d'emploi. Abstraction faite des facteurs mentionnés dans la section précédente, il se peut que les personnes qui quittent volontairement leur emploi aient davantage tendance que d'autres travailleurs à passer directement d'un emploi à un autre, sans traverser une période de chômage. Dans la mesure où certaines de ces personnes sont sûres de ne pas avoir à traverser une telle période, elles devraient être à l'abri des effets des pénalités imposées aux départs volontaires, de sorte qu'un réétiquetage devient inutile. Un autre facteur serait la combinaison d'une bonne application des dispositions de DRHC relatives aux « fausses déclarations » et un nombre relativement faible de travailleurs qui hésitent entre quitter leur emploi et rester dans l'entreprise. Par conséquent, malgré le fait qu'un tel comportement peut être difficile à expliquer de manière logique, il est important de tenir compte de cette possibilité dans notre analyse des données.

4. Questions relatives à l'identification

Bien que les notions d'effet inhibiteur et de réétiquetage soient, à toute première vue, très intuitives, il est utile à ce stade-ci de formuler une définition un peu plus claire. Dans la présente étude, nous affirmons qu'un réétiquetage de départs volontaires a eu lieu en réaction à un changement de la politique relative à l'assurance-emploi qui pénalise les départs volontaires si, après le changement de politique, il y a des mises à pied qui *auraient* été étiquetées comme départs volontaires si le changement en question n'avait pas eu lieu. Cette définition attire l'attention sur deux aspects importants du réétiquetage. Premièrement, étant donné qu'on ne voit pratiquement jamais deux fois la même cessation d'emploi avec des étiquettes différentes, et qu'on ne relève pas non plus une quelconque étiquette « vraie » dans le cas des cessations d'emploi, le réétiquetage doit être défini par une analyse factuelle opposée. (De façon similaire, l'effet inhibiteur est défini comme le nombre de travailleurs qui n'ont pas quitté leur emploi mais qui l'*auraient* quitté sous l'ancien régime). Deuxièmement, on remarque que le taux de départs volontaires (c'est-à-dire le rapport entre les cessations d'emploi étiquetées comme départs volontaires et les emplois existant dans la période antérieure) peut chuter en raison du réétiquetage et (ou) de l'effet inhibiteur.

Étant donné qu'on ne voit jamais deux fois la même cessation d'emploi, les changements doivent être inférés d'une analyse factuelle opposée.

Afin de voir comment on pourrait distinguer de manière empirique les conséquences du réétiquetage et de l'effet inhibiteur, il est instructif de considérer un simple modèle formel. Pour ce faire, prenons la population de personnes occupant un emploi au début d'un mois donné, E_t, et supposons que E_t est déterminé par un processus dynamique exprimé ainsi :

$$E_t = h(X_t, u_t) \qquad (1)$$

où X_t est un vecteur de variables macroéconomiques et saisonnières, et u_t un à-coup aléatoire. Supposons également que chaque membre, i, de cette population a un vecteur de caractéristiques personnelles x_{it}.

Considérons aussi le mappage g: $(x_{it}, X_t, P_t, e_t) \rightarrow \{R, DV, MT\}$ où les résultats sont les suivants : (R) le travailleur reste au sein de l'entreprise jusqu'à la fin du mois; (DV) le travailleur quitte volontairement son emploi; ou (MT) le travailleur est mis à pied pour des raisons économiques, c'est-à-dire un « manque de travail ». Il est à noter que ce mappage peut être modifié, outre par le regroupement des variables macroéconomiques et saisonnières, par

une variable relative à la politique en matière d'assurance-emploi (P_t) et par un terme d'écart e_t, qui peut être corrélé avec u_t[6].

En outre, il faut tenir compte du fait qu'entre deux périodes quelconques, et pour toute valeur de x, la fonction g peut soit attribuer la même étiquette à la valeur x en question au cours des deux périodes, soit changer l'étiquette qui lui est attribuée, et ce d'une manière parmi six possibles (de R à DV, de DV à R, de R à MT, de MT à R, de DV à MT et de MT à DV). Maintenant, en gardant X inchangé à une valeur donnée et en modifiant le niveau P, exprimons comme suit la fraction nette de la population active occupée qui permute entre les trois états :

Mouvement net de :	**Concept :**	**Notation :**
DV à MT	**« Réétiquetage comme MT »**	D_s
MT à DV	**« Réétiquetage comme DV »**	D_v
MT à R	**« Inhibition des MT »**	I_s
DV à R	**« Inhibition des DV »**	I_v

où D_s, D_v, I_s and I_v sont tous définis d'après des variables réelles positives[7]. Par conséquent, le changement de politique en matière d'assurance-emploi peut, en principe, inciter des travailleurs et des entreprises qui se séparent à réétiqueter la cessation d'emploi, et il peut aussi inciter à rester les travailleurs qui auraient quitté (s'il n'y avait pas eu de changement de politique). Les changements de politique peuvent avoir des effets opposés selon la valeur de x_{it}, mais ce n'est que la variation nette qui peut être observée.

Supposons maintenant que les fonctions g et h décrites précédemment sont telles que la fraction de la population active occupée qui est attribuée à chacune des trois étiquettes pour un mois donné peut être exprimée de la manière suivante :

$$MT_t / E_t = a_1 + b_1X_t + d_1P_t + v_{1t} \quad (2)$$

$$DV_t / E_t = a_2 + b_2X_t + d_2P_t + v_{2t} \quad (3)$$

$$R_t / E_t = a_3 + b_3X_t + d_3P_t + v_{3t} \quad (4)$$

où les « v » représentent des termes d'écart. Il est à noter que par l'identité R + DV + MT = E, l'équation (4) devient redondante. Les coefficients d_1 et

---

[6] Il est à noter également que e_t pourrait ne pas être distribuée de manière indépendante et identique. Par exemple, cette variable pourrait être autocorrélée.

[7] Il est également possible d'avoir un « encouragement » à utiliser les motifs « départ volontaire » et « manque de travail ». Nous limitons cet encouragement à zéro, étant donné que les changements en question ne peuvent être interprétés comme favorisant des cessations d'emploi.

d_2 sont liés aux effets du réétiquetage et de l'inhibition de la manière suivante :

$$d_1 = D_s - D_v - I_s, \text{ et} \quad (5)$$
$$d_2 = -(D_s - D_v) - I_v. \quad (6)$$

Les équations (5) et (6) indiquent ce qui suit. Premièrement, si, outre les paramètres estimés d_1 et d_2, nous n'avons aucune autre information préalable sur l'importance de I_s, I_v, D_s ou D_v, aucun de ces effets n'est identifié. Une certaine identification peut être réalisée si on présume que la valeur de I_s et D_v est zéro. Or, cela semble plausible. Nous ne voyons aucune raison évidente pour laquelle les changements, examinés ici, qui touchent les prestations versées aux personnes qui quittent volontairement leur emploi feraient hésiter les entreprises à mettre à pied des travailleurs[8]. En outre, il n'y pas non plus de raison évidente pour laquelle des travailleurs mis à pied accepteraient d'être étiquetés comme employés ayant quitté volontairement leur emploi et de perdre ainsi leur admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi. Compte tenu des ces restrictions, les divers scénarios qui ont été décrits dans la section précédente ont des conséquences distinctes pour d_1 et d_2, et certaines d'entre elles peuvent être vérifiées les unes par rapport aux autres. Ces modèles sont, tour à tour, les suivants :

A. Modèle simpliste ne suscitant aucune réaction

Il n'y pas de réponse comportementale aux changements de politique : $d_1 = d_2 = 0$.

B. Modèle de « réétiquetage pur » ou de cessations d'emploi efficaces

En l'absence d'un effet inhibiteur sur les départs volontaires (c.-à.-d. $I_v = 0$), les équations (5) et (6) laissent supposer que nous devrions considérer $d_1 = -d_2 > 0$. Les mises à pied devraient augmenter, et cette augmentation devrait correspondre à la diminution du nombre de départs volontaires, en réaction au changement de politique.

C. Modèle d'« effet inhibiteur pur »

S'il n'y pas de réétiquetage net (c.-à.-d. si $D_s = 0$), le coefficient de la variable factice dans l'équation des mises à pied, d_1, est égal à zéro, et le coefficient de la variable factice dans l'équation des départs volontaires, d_2, est égal à la négative de l'effet inhibiteur touchant les départs volontaires.

---

[8] Le projet de loi C-113 a réduit le coefficient de remplacement du revenu des prestations, qui est passé, dans le cas des départs non volontaires, de 60 à 57 p. 100. Cette réduction pourrait avoir eu un effet négatif sur le taux d'acceptation des demandes de prestations de l'assurance-emploi dans le cas des départs non volontaires, mais il est peu probable qu'elle ait eu une incidence sur les mises à pied effectuées par les entreprises.

D. Inhibition et réétiquetage combinés

S'il y a aussi bien du réétiquetage que de l'inhibition de départs volontaires, alors d_1 identifie le réétiquetage et $d_1 + d_2$ mesure l'effet inhibiteur.

5. Données et statistiques descriptives

Dans la présente étude, nous utilisons des séries chronologiques mensuelles sur les cessations d'emploi fondées sur les données contenues dans les RE de DRHC[9]. Les principaux avantages de l'utilisation des données des RE dans notre étude résident dans le fait que ces informations sont recueillies sous forme d'un échantillon aléatoire de 10 p. 100 de l'ensemble des cessations d'emploi qui sont déclarées et qu'elles classent les individus en fonction des mêmes motifs de cessation d'emploi que ceux utilisés pour administrer le régime d'assurance-emploi. Pour la durée de la période étudiée, les catégories figurant sur le RE sont les suivantes : manque de travail, grève ou lock-out, retour aux études, maladie ou blessure, départ volontaire, grossesse ou adoption, retraite, travail partagé, formation d'apprentis, âge de 65 ans, renvoi, congé autorisé et autres. Un RE doit être rempli chaque fois qu'un travailleur cesse de travailler pour le compte d'un employeur, et ce formulaire est un élément préalable au versement de prestations de l'assurance-emploi. Étant donné que les travailleurs renvoyés étaient également pénalisés par les projets de loi C-21 et C-113, il pourrait aussi être intéressant de se pencher sur cette catégorie de cessation d'emploi. Cependant, nous pouvons le faire ici seulement d'une manière très limitée, car les renvois n'ont pas été inclus comme raison distincte de cessation d'emploi avant 1990[10]. Auparavant, ils faisaient partie de la catégorie « autres ». Afin de rendre compte en partie de l'hétérogénéité du marché du travail, les données sont réparties d'après le sexe et dans deux groupes d'âge (15-24 ans et 25-54 ans). Malheureusement, dans les extraits de données à notre disposition, aucune distinction ne peut être effectuée d'après le caractère temporaire ou permanent des mises à pied, ni par secteur de marché ou région. Les RE sont également analysés d'après le Profil vectoriel (PV) administratif relatif à l'assurance-emploi, afin de déterminer la fraction de cessations d'emploi qui aboutissent à une demande de prestations acceptée. Aucune des séries n'a été désaisonnalisée avant notre analyse.

Nous avons constaté clairement que les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, ainsi que celles renvoyées pour un motif valable, étaient dans de nombreux cas devenues inadmissibles aux prestations en raison de la législation.

Des statistiques descriptives de base concernant les données des RE sont présentées dans les tableaux 1 et 2, par période d'application de la politique en matière d'assurance-emploi, c'est-à-dire : la période de référence 1, avant l'adoption du projet de loi C-21, de janvier 1980 à octobre 1990; la période 2, au cours de laquelle il y a eu une inadmissibilité partielle pendant qu'était en vigueur le projet de loi C-21, de novembre 1990 à mars 1993; et la période

---

9 Les auteurs tiennent à remercier Ging Wong, Carol Guest et Anne Routhier de DRHC pour avoir fourni les données administratives et mis celles-ci généreusement à notre disposition.

10 Lorsqu'on examine les données, en commençant par l'année 1990, il semble qu'il se soit écoulé près d'un an entre le moment où des renvois ont été signalés pour la première fois et celui où ils ont atteint un niveau stable.

Bien que nous ayons observé une incidence faible ou nulle de l'inadmissibilité partielle sur le comportement des travailleurs et des travailleuses en matière de cessation d'emploi, nous avons constaté que la subséquente suppression complète de l'admissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi (sans motif valable) réduit bel et bien la propension à avoir recours à ce type de cessation d'emploi chez les travailleurs âgés de 15 à 24 ans, ainsi que chez les travailleuses des deux groupes d'âge qui ont été étudiés (15-24 ans et 25-54 ans).

3, commençant après l'introduction de l'inadmissibilité totale en vertu du projet de loi C-113, au mois d'avril 1993, et s'étendant sur neuf mois dans le cas du taux tiré du Profil vectoriel et sur quinze mois dans celui des données tirées des RE[11]. Les statistiques descriptives portent sur le taux cumulatif de cessations d'emploi (C / E), qui comprend les 13 motifs relatifs aux cessations d'emploi, sur le taux de départs volontaires (DV / E), sur un groupe mixte comprenant les catégories « autres » et « renvoi » (A-R), ainsi que sur le taux de mises à pied (MT / E). L'emploi (E) est le nombre d'emplois par groupe d'âge enregistré par l'Enquête sur la population active (EPA) de Statistique Canada.

D'après le tableau 1, il est clair que le taux de cessation d'emploi des jeunes travailleurs de sexe masculin est presque le double de celui des hommes dans la force de l'âge, le nombre total de cessations d'emploi correspondant, en moyenne, à un peu plus de 7 p. 100 de l'emploi existant au cours de chaque mois. Dans le cas des femmes, l'écart n'est pas aussi grand, et les taux sont légèrement plus bas, à savoir 5,5 p. 100 pour le groupe 15-24 ans, et 3,5 p. 100 pour celui des 25-54 ans. Il est difficile de tirer des conclusions sur la façon dont les taux varient d'une période à l'autre à partir des chiffres bruts de ce tableau parce que le début de la période 2 est très près du commencement de la récession de 1991-1992, et que les diverses périodes couvrent des mois différents. Ces taux sont donc « contaminés » par des fluctuations cycliques et saisonnières qui sont assez importantes. Ces données nous permettent néanmoins d'avoir une idée de l'ordre de grandeur des variations en question. Environ 1,5 à 2 p. 100 des travailleurs et travailleuses âgés de 15 à 24 ans quittent leur emploi chaque mois, comparativement à 0,5 à 0,8 p. 100 dans le cas des travailleurs et travailleuses âgés de 25 à 54 ans. On observe un écart similaire, mais moins prononcé, dans le groupe « autres et renvoi » : environ 1,4 à 1,5 p. 100 des travailleurs et travailleuses plus jeunes (15-24 ans) sont mis à pied chaque mois, mais le taux dans le cas du deuxième groupe (25-54 ans) n'est que de 0,7 à 0,8 p. 100. Par contraste avec les catégories « départ volontaire » et « autres et renvoi » dont il a été question jusqu'ici, lorsqu'on observe des écarts plus importants entre les groupes d'âge qu'entre les sexes, la différence la plus marquée dans le cas du taux de mises à pied (manque de travail ou MT) est liée au sexe. En effet, les hommes présentent un taux de mises à pied beaucoup plus élevé que les femmes. Celui des femmes se situe entre 1,3 et 1,4 p. 100, tandis que celui des hommes est de 2 à 3 p. 100. Ces chiffres reflètent probablement des différences existant entre les secteurs dans lesquels travaillent les hommes et les femmes. Les écarts-types dans le cas de la série des 15-24 ans sont aussi uniformément plus importants que

[11] Bien que l'ensemble de données se soit prolongé jusqu'en 1995 lorsque notre échantillon a été prélevé, cela prend du temps avant que les fichiers soient « remplis » en raison des décalages dans la collecte et l'entrée des données des RE. Cela prend encore plus de temps pour obtenir la fiabilité des données correspondantes relatives aux demandes de prestations. Étant donné qu'il serait facile d'interpréter erronément les décalages présents dans le processus de collecte des données comme des baisses du nombre de cessations d'emploi, nous avons choisi avec prudence les dates de fin des séries.

ceux de la série des 25-54 ans, pour les deux sexes. Ce fait semble attribuable tant à la taille plus petite de l'échantillon étudié qu'à l'instabilité intrinsèque du comportement des jeunes travailleurs et travailleuses sur le marché du travail.

Aux données des RE correspondent des statistiques mensuelles sur le nombre de demandes de prestations, réparties par motif de cessation d'emploi lorsque le mois au cours duquel a été présentée la demande correspond au mois où a eu lieu la cessation d'emploi. Notre définition du taux d'acceptation des demandes de prestations de l'assurance-emploi est simplement la fraction de RE qui donne droit à des prestations[12]. Le tableau 2 illustre les taux d'acceptation dans le cas des départs volontaires, par période. On voit que le taux diminue de manière significative d'une période à l'autre, mais comme dans le cas des taux de cessation d'emploi, des facteurs saisonniers et cycliques rendent toute inférence difficile. Contrairement à ce qui est observé dans le cas des taux de cessation d'emploi, la différence la plus marquée entre les taux d'acceptation des demandes a rapport à l'âge et non au sexe, le taux le plus faible étant enregistré par les travailleurs et travailleuses plus jeunes qui ont quitté volontairement leur emploi.

---

12 Pour une analyse des diverses définitions du taux d'acceptation des demandes, voir Storer et Van Audenrode (1995). Une question connexe est que plusieurs RE peuvent être réunis pour présenter une demande unique (c'est-à-dire qu'une demande peut être fondée sur plusieurs emplois distincts). Si une demande est fondée sur, disons, deux RE, le numérateur et le dénominateur de notre taux d'acceptation sont tous deux multipliés par deux. La grandeur que nous avons utilisée est la fraction de cessations d'emploi (de RE) qui sont utilisées pour établir tout droit à des prestations.

6. Cadre statistique

Afin d'évaluer les effets des politiques et d'extraire les effets de confusion potentiels qu'ont les facteurs cycliques et saisonniers sur la nature des cessations d'emploi, nous avons élaboré un ensemble de régressions de séries chronologiques à l'aide des variables du côté droit suivantes : variables saisonnières factices, caractéristiques de facteurs conjoncturels regroupés et variables factices relatives aux différentes politiques d'assurance-emploi qui touchent l'admissibilité aux prestations. En créant ces modèles, nous avons constaté que les caractéristiques du cycle conjoncturel que nous connaissons sont étroitement liées à la variable dépendante. (Les taux de chômage, par exemple, sont clairement touchés par le nombre et la nature des cessations d'emploi). C'est pourquoi nous avons utilisé uniquement des variables de cycle conjoncturel retardées, et non pas contemporaines, afin d'éviter un biais de simultanéité. Les données utilisées comme variables indépendantes sont l'Indice de l'offre d'emploi (IOE) de Statistique Canada (toujours divisé par dix) et le taux de chômage selon le groupe d'âge tiré de l'Enquête sur la population active (EPA).

Nous nous sommes efforcés dans l'analyse de contrôler les changements du cycle économique et les effets saisonniers afin qu'ils ne soient pas confondus avec les effets du changement de politique.

Toutes les séries chronologiques qui ont été utilisées ont été testées à l'aide de tests de Dickey-Fuller augmentés et de dispositions de Phillips-Perron pour l'autocorrélation, afin de déterminer s'il y avait des racines unitaires à la fréquence nulle. Nous avons inclus également un ensemble de variables factices pour tenir compte des fluctuations saisonnières. Comme l'indiquent Davidson et MacKinnon (1993, p. 705), étant donné que ces variables mensuelles factices sont non stochastiques et du même ordre que la constante, leur inclusion ne modifie pas la distribution asymptotique des variables à tester. La plupart des séries rejettent fortement l'hypothèse nulle d'une racine unitaire, même si une des séries RE présente un critère de test qui est très proche de la valeur critique au niveau de 10 p. 100, mais qui ne peut rejeter l'hypothèse nulle. Cela n'est pas inattendu, compte tenu du grand nombre de séries qui ont été testées. Toutes ces séries sont considérées comme stationnaires[13].

Afin de permettre aux personnes de réagir d'une façon non instantanée aux fluctuations conjoncturelles et aux changements de politique, et pour tenir compte de l'autocorrélation dans les résidus, nous avons inclus des variables dépendantes retardées qui peuvent être interprétées comme des effets d'adaptation partielle. Compte tenu de toutes ces considérations, nous avons choisi un modèle retardé à distribution autorégressive de la forme suivante :

---

[13] Cela est cohérent avec les constatations de Lee et Siklos (1991) qui ne relèvent pas de racines unitaires dans le taux de chômage trimestriel brut au Canada, et ce ni à la fréquence nulle, ni à la fréquence saisonnière.

$$y_t = a + \sum_{i=1}^{p} b_i\, y_{t-i} + \sum_{j=12}^{q} b_j\, y_{t-j} + \sum_{k=1}^{r} c_i\, x_{t-k} + \sum_{l=12}^{s} c_k\, x_{t-l} + \sum_{m=1}^{11} m_m \qquad (7)$$

$$+ d_1 t + d_2 P_2 + d_3 P_3 + u_t,$$

$$où : u_t _ IID(0,\sigma^2)$$

comme base pour tester le modèle final. Outre les tests T et F, nous avons utilisé les critères d'information d'Akaike (1973) et de Schwarz (1978) pour le choix du modèle. Nous n'avons jamais vérifié si p ou r était plus grand que 3, ni si q ou s était plus grand que 15, dans le cas de la variable dépendante retardée (y) ou de la variable du cycle économique (x). L'utilisation de variables factices plutôt que de différences saisonnières est abordée par Harvey (1981). L'approche utilisant la variable de la politique est ce que Mills (1990, chap. 12 et 13) appelle l'analyse de l'intervention; chaque indicateur de politique a la valeur de u dans son intervalle de politique et la valeur de zéro ailleurs. Les sommations de j et l, commençant à 12, dans l'équation (7), saisissent le caractère mensuel de nos données et permettent une flexibilité maximale dans la réduction de l'ensemble de paramètres[14]. Par contraste, afin de faciliter des comparaisons, nous avons voulu utiliser la même spécification dans toutes les équations similaires, lorsque cela était possible, et inclure ainsi des variables de cycle économique au-delà du nombre minimal dans le cas de certaines régressions.

Une tendance temporelle linéaire (t) est maintenue dans toutes les régressions. Comme on peut le prévoir, compte tenu de la corrélation partielle potentiellement élevée entre une fonction en escalier et une tendance temporelle, l'inclusion de t a une incidence sur la variable de la politique. Bien que les critères d'Akaike et de Schwarz rejettent la tendance dans le cas de certaines séries, celle-ci est conservée dans toutes les régressions afin de faciliter les comparaisons.

Nous avons vérifié de manière approfondie s'il y avait de l'autocorrélation, car en présence de variables dépendantes retardées, celle-ci entraînerait de l'incohérence si elle était présente. Nous avons effectué un certain nombre de tests de Breusch (1978) - Godfrey (1978) à l'aide de régressions artificielles;

---

[14] Une spécification parcimonieuse courante de la structure de décalage de la variable dépendante ou indépendante est la suivante : $(1-B)^1(1-B^{12})$, *où B est l'opérateur de décalage. Notre spécification saisit cette intuition, mais nous permet aussi de laisser tomber des décalages (l'interaction des décalages du premier terme avec* B^{12}*) s'ils sont rejetés par nos critères d'information. Il est important de garder des degrés de liberté dans cette application, car nos séries sont relativement courtes.*

les tests pour les résidus échelonnés une et 12 fois sont présentés dans le cas de chaque équation. Les tests Lemieux-MacLeod (LM) de Breusch-Pagan (1980) permettant de vérifier l'existence d'une autocorrélation (non indiqués) de divers ordres ont également été utilisés. Bien qu'un faible nombre de ces critères utilisés pour des tests sont significatifs au niveau de 10 p. 100, on considère cela normal, étant donné que 24 décalages ont été testés dans le cas de chaque régression. Nous sommes convaincus qu'il n'y a pas d'autocorrélation. Cependant, les tests ont révélé de l'hétéroscédasticité dans de nombreuses régressions. Des estimations des termes d'écart cohérentes sur le plan de l'hétéroscédasticité ont donc été utilisées tout au long de l'étude, puisque les séries sont suffisamment brèves pour nous faire hésiter à effectuer une modélisation directe de l'hétéroscédasticité.

Dans les équations comportant des variables dépendantes retardées, on peut interpréter les variables indépendantes comme ayant aussi bien des effets à long terme qu'un effet à court terme (p. ex., Johnston, 1984, p. 350). L'effet à court terme est le coefficient de la variable. En raison du caractère autorégressif de l'équation, l'équilibre à long terme est atteint de manière asymptotique. Cependant, la spécification est restrictive par le fait que toutes les variables du côté droit sont assujetties au même processus d'adaptation. En outre, les variables relatives à la politique touchent relativement peu d'observations, et elles sont moins nombreuses et moins significatives que les variables du cycle économique. L'importance des effets à long terme des variables relatives aux politiques doit donc être considérée avec précaution.

7. *Résultats*

A. Taux d'acceptation des demandes relatifs aux personnes qui ont quitté volontairement leur emploi

Afin d'établir que la législation a eu une incidence sur la propension des personnes qui quittent leur emploi à demander des prestations de l'assurance-emploi, nous avons d'abord examiné les taux d'acceptation des demandes relatifs à ce groupe de personnes. Les quatre régressions sont toutes clairement autorégressives, mais les critères de spécification rejettent les retards annuels. Comme on peut le constater d'après les tests de Breusch-Godfrey, il n'y a pas d'autocorrélation des résidus. Il est intéressant de noter qu'il semble y avoir, en ce qui a trait au taux d'acceptation des demandes, une tendance décroissante indépendante des changements de politique, sauf dans le cas du groupe des hommes dans la force de l'âge. Dans la deuxième période relative aux politiques, les quatre groupes connaissent tous une diminution modérée mais significative du taux d'acceptation des demandes. Par contraste, la baisse enregistrée durant la troisième période est assez importante par rapport à la première, ce qui ne paraît pas inattendu compte tenu du changement beaucoup plus radical de la politique relative à l'assurance-emploi. Ces dernières baisses sont assez marquées, compte tenu des niveaux que donne le tableau 2, mais comme on l'a fait remarquer précédemment, les personnes qui quittent volontairement leur emploi sont loin d'avoir toutes perdu leur admissibilité aux prestations. Bien que les deux groupes plus âgés commencent à un taux d'acceptation des demandes plus élevé dans la période 1, le coefficient relatif aux variables factices de la période 3 indique, dans le cas des deux groupes des 25-54 ans, une baisse d'un peu plus de 7 p. 100, ce qui est assez considérable. Il faut se rappeler qu'il s'agit là uniquement des effets à court terme. Les effets à long terme sont beaucoup plus importants et correspondent aux coefficients relatifs aux périodes divisés par la somme des coefficients relatifs aux variables dépendantes retardées.

B. Régressions relatives aux taux de cessation d'emploi selon le motif de la cessation

Les tableaux 4 (hommes) et 5 (femmes) présentent les régressions relatives au taux de cessation d'emploi. Afin d'enlever l'autocorrélation des résidus, il faut, pour ces données, un modèle autorégressif plus complexe que dans le cas des taux d'acceptation des demandes. Les tableaux présentent quatre régressions pour chaque groupe d'âge et chacun des sexes. La première régression est celle du taux de départs volontaires (DV / E), qui est essentiel pour notre analyse. Viennent ensuite les deux groupes au sein desquels on

s'attend à ce qu'il se fasse du réétiquetage. Il y a d'abord la catégorie « autres et renvoi », qui, évidemment, est un regroupement problématique puisqu'il comprend à la fois une étiquette inadmissible aux prestations ainsi qu'une étiquette dont nous nous attendons le plus qu'elle puisse faire l'objet d'un réétiquetage. Cette combinaison est un mal nécessaire car, comme nous l'avons mentionné précédemment, ces deux catégories ont été séparées seulement en 1990. Malgré cela, un effet pourrait être dominant, ou alors il pourrait y avoir du réétiquetage au sein du groupe des personnes qui quittent volontairement leur emploi et pas dans celui des personnes congédiées; c'est pourquoi la régression est incluse. Nous accordons une plus grande attention à cette question dans la prochaine sous-section. La catégorie de cessation d'emploi « manque de travail » (mise à pied) est indiquée dans la colonne suivante; dans ce groupe également, on peut s'attendre à du réétiquetage. Il faut se rappeler que les mises à pied, tant temporaires que permanentes, sont subsumées dans ce groupe puisqu'elles ne peuvent être identifiées de manière distincte dans nos données. Enfin, il y a le taux global de cessations d'emploi (C / E); ce taux rend compte de tous les types de cessation d'emploi.

Si on examine les coefficients relatifs aux variables des politiques, les hommes âgés de 25 à 54 ans, dans le tableau 4, ne présentent aucune réaction aux changements de politique. Outre le fait que les coefficients sont insignifiants, les estimations ponctuelles sont également très faibles. Dans le cas des hommes âgés de 15 à 24 ans, la variable factice pour la période 3 dans la régression relative aux départs volontaires est légèrement significative (valeur prédictive de 0,75) et d'une importance modérée, ce qui laisse penser que la propension de ces travailleurs à quitter volontairement leur emploi est réduite par la législation. Cependant, aucun des coefficients des politiques relatifs aux autres régressions de ce groupe n'est significatif. Toutefois, l'estimation ponctuelle dans la régression relative au nombre total de cessations d'emploi (C / E) est importante et négative, comme c'est prévisible lorsqu'il y a une réduction du taux de départs volontaires sans qu'il y ait de réétiquetage, mais l'écart-type est également assez important, de sorte qu'on ne peut pas dire grand-chose avec certitude.

Dans le tableau 5, les deux groupes féminins présentent des coefficients de variables factices de la période 3 très significatifs dans le cas des régressions relatives aux départs volontaires qui ont une importance appréciable sur le plan économique. De plus, le taux global de cessations d'emploi (C / E) pour les jeunes femmes présente, dans le cas de la période 3, un coefficient négatif qui est très grand du point de vue économique et qui est statistiquement significatif. Cela laisse penser qu'un effet inhibiteur est très probable en ce qui concerne ce groupe.

Pour aucun des trois groupes sur les quatre qui présentent une réduction du taux de départs volontaires n'observe-t-on une augmentation du taux de

mises à pied, ni du taux relatif à la catégorie « autres et renvoi » comme ce devrait être le cas pour que l'hypothèse du réétiquetage soit crédible. En fait, les estimations ponctuelles ne sont même pas positives, mais plutôt faibles et négatives de manière insignifiante. Dans l'ensemble, le modèle simpliste de « réaction nulle » semble fonctionner assez bien dans le cas des hommes dans la force de l'âge, tandis que les femmes des deux groupes d'âge, ainsi que les hommes du groupe plus jeune, semblent dissuadés de quitter par l'inadmissibilité totale.

C. Les catégories de cessation d'emploi « autres » et « renvoi »

Avant 1990, la catégorie « renvoi » faisait partie de la catégorie « autres ». Malheureusement, la séparation de ces deux catégories est survenue à un moment trop rapproché de l'introduction de l'inadmissibilité partielle pour qu'on puisse l'analyser de manière utile par rapport au changement de politique en question. Cependant, une simple comparaison avant-après est possible concernant l'inadmissibilité totale. Les taux de cessations d'emploi sont indiqués dans le tableau 6 et les taux d'acceptation des demandes, dans le tableau 7. Nous souhaitions fortement utiliser tous les 15 mois de données qui étaient disponibles pour la période ayant suivi le changement de politique, dans le cas des taux de cessations d'emploi. Cependant, les facteurs saisonniers et cycliques sont assez importants. Heureusement, la conjoncture économique a été remarquablement stable avant et après l'introduction de l'inadmissibilité totale. Les fluctuations saisonnières sont prises en compte en faisant correspondre les mois, c'est-à-dire en s'assurant que les mêmes mois sont étudiés tant pour les groupes « avant » que pour les groupes « après ». Deux échantillons « avant » sont possibles; les deux incluent évidemment la période comprise entre avril 1992 et mars 1993. Le problème avait trait à la façon de faire correspondre la deuxième séquence avril-juin et donc le total requis de 15 mois. Une possibilité (Avant 1) consiste à utiliser la période avril-juin de 1992; l'autre consiste à compter deux fois ces mêmes mois en 1993 (Avant 2). La première période présente l'avantage de ne pas introduire deux fois les mêmes erreurs, tandis que la deuxième est une période dont la conjoncture économique est plus semblable à celle de la période qui a suivi le changement de politique. On remarquera la similitude existant entre les périodes en ce qui à trait au taux de chômage et à l'IOE. Quelle que soit la spécification que l'on préfère, chacune d'elles donne des résultats très semblables dans le cas des catégories « renvoi » et « autres ». Aucun des écarts relatifs au nombre de cessations d'emploi pour les diverses périodes n'est significatif; en effet, il n'y a pratiquement pas de variation dans le cas des deux catégories.

À la différence des taux de cessations d'emploi, il y a seulement neuf mois de données sur les demandes de prestations pour la période, de sorte que nous

avons utilisé uniquement les mois correspondants de la période qui a précédé l'adoption de projet de loi. Les deux groupes montrent une diminution du taux d'acceptation des demandes dans le cas des personnes qui sont renvoyées, comme le montre le tableau 7. Cela laisse penser que les incitatifs pécuniaires pour susciter un changement de comportement existent bel et bien, même si 34 p. 100 des personnes âgées de 25 à 54 ans et 16 p. 100 de celles âgées de 15 à 24 ans continuent de recevoir des prestations après l'introduction de l'inadmissibilité totale. Par contraste, le taux d'acceptation des demandes dans la catégorie « autres » est remarquablement constant tout au long des périodes 2 et 3. Ces tableaux fournissent des preuves qui vont à l'encontre de l'hypothèse d'un réétiquetage dans le cas des personnes faisant partie du groupe « renvoi motivé », lesquelles subissent de toute évidence une perte pécuniaire en raison de la législation relative à l'assurance-emploi. Ou bien l'étiquette a une valeur en elle-même qui l'emporte sur les coûts liés au réétiquetage, ou alors les contraintes institutionnelles sont suffisantes pour prévenir la conclusion d'arrangements parallèles. La stabilité du groupe « autres » renforce davantage la conclusion qui a été avancée dans la sous-section précédente, à savoir que le groupe des personnes qui ont quitté volontairement leur emploi ne fait pas l'objet d'un réétiquetage vers la catégorie « autres» après l'introduction de l'inadmissibilité totale aux prestations de l'assurance-emploi (c'est-à-dire dans la période 3), où l'on observe une baisse significative du nombre de départs volontaires. Il s'agit là d'un argument solide, car si les entreprises s'inquiètent de pénalités éventuelles, on peut dire que c'est la catégorie « autres » et non la catégorie « manque de travail » qui serait la moins problématique à utiliser pour réétiqueter les travailleurs.

8. Récapitulation

Dans la présente étude, nous avons essayé d'utiliser de récentes modifications législatives qui ont réduit (projet de loi C-21) puis supprimé (projet de loi C-113) l'admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi des personnes qui quittent volontairement leur emploi ou qui sont renvoyées pour un motif valable, afin d'éclaircir quelque peu les hypothèses économiques relatives aux cessations d'emploi. Nous avons également voulu déterminer l'incidence de la législation sur le total des dépenses liées au régime d'assurance-emploi. Nous avons constaté clairement que les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, ainsi que celles renvoyées pour un motif valable, étaient, dans de nombreux cas, devenues inadmissibles aux prestations d'assurance-emploi en raison de la législation. Bien que nous ayons observé une incidence faible ou nulle de la première modification législative (inadmissibilité partielle) sur le comportement des travailleurs et des travailleuses en matière de cessation d'emploi, nous avons constaté que la subséquente suppression complète de l'admissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi (sans motif valable) réduit bel et bien la propension à avoir recours à ce type de cessation d'emploi chez les travailleurs âgés de 15 à 24 ans, ainsi que chez les travailleuses des deux groupes d'âge qui ont été étudiés (15-24 ans et 25-54 ans)[15]. Cependant, dans aucun cas n'avons-nous décelé une hausse concomitante du nombre de cessations d'emploi enregistrées sous d'autres catégories (admissibles aux prestations) comme ce devrait être le cas si les travailleurs et les entreprises réétiquetaient simplement les cessations d'emploi en réaction à la législation en question.

Nous en arrivons donc à la conclusion que la réaction des travailleurs et des entreprises à l'introduction d'asymétries très marquées dans le traitement, par le régime d'assurance-emploi, des départs volontaires et des renvois, comparativement aux autres types de cessation d'emploi, est adéquatement décrite, dans le cas des hommes âgés de 25 à 54 ans, par un modèle simpliste de « réaction nulle », dans lequel le comportement en matière de cessation d'emploi demeure inchangé et où les personnes qui quittent volontairement leur emploi subissent des pertes réelles en ce qui a trait aux prestations de l'assurance-emploi. Concernant d'autres groupes démographiques, un modèle fondé purement sur un effet inhibiteur, dans lequel certains travailleurs gardent leur emploi au lieu de quitter, et où il n'y a pas de réétiquetage, suffit pour rendre compte des types de réaction que nous avons observés. Dans l'ensemble, nous considérons que les résultats que nous avons obtenus ne permettent pas de renforcer beaucoup la vision du marché du travail fondée sur des « cessations d'emploi efficaces ». Cependant, le fait que l'étiquetage

Dans tous les cas où une réponse a été observée, il s'agit d'une inhibition de départs volontaires. Il n'y a pas de preuve de réétiquetage...

Étant donné que le nombre total de cessations d'emploi semble être réduit par la législation en question, les économies totales pour le régime d'assurance-emploi sont probablement plus importantes que ne l'indique la seule baisse du taux d'acceptation des demandes relatif aux personnes qui quittent volontairement leur emploi.

[15] Cela contraste avec les constatations de Ragan (1984), dont l'échantillon de petite taille peut l'avoir empêché de séparer le signal du bruit dans ses données.

Il est particulièrement intéressant de noter que les réactions à la législation diffèrent beaucoup entre les hommes et les femmes, et entre travailleurs jeunes et moins jeunes, et qu'on ne peut pas affirmer que les modifications législatives ont eu un effet unique. La compréhension des divers effets des modifications en question sur l'ensemble de la population est, de toute évidence, une question importante.

des cessations d'emploi ne semble pas être touché en dépit de changements marqués dans les avantages pécuniaires associés aux diverses étiquettes laisse penser que, pour une raison autre que l'assurance-emploi, les étiquettes ont bel et bien de l'importance relativement au comportement des travailleurs sur le marché du travail. Concernant les effets directs des modifications législatives qui ont été étudiées ici, nous en arrivons à la conclusion suivante : étant donné que le nombre total de cessations d'emploi semble être réduit par la législation en question, les économies totales pour le régime d'assurance-emploi sont probablement plus importantes que ne l'indique la seule baisse du taux d'acceptation des demandes relatif aux personnes qui quittent volontairement leur emploi. Il en est ainsi en raison de la plus grande propension des gens qui auraient quitté leur emploi dans la période de départ (période 1) à demeurer au sein de l'entreprise pour laquelle ils travaillent. Il est particulièrement intéressant de noter que les réactions à la législation diffèrent beaucoup entre les hommes et les femmes, et entre travailleurs jeunes et moins jeunes, et qu'on ne peut pas affirmer que les modifications législatives ont eu un effet unique. La compréhension des divers effets des modifications en question sur l'ensemble de la population est, de toute évidence, une question importante.

De futures études portant sur les effets à long terme de ces modifications législatives seraient utiles, quoique difficiles, étant donné que d'autres changements touchant le régime d'assurance-emploi ont eu lieu peu de temps après la période visée par la présente étude. Il serait notamment important de connaître le rôle que joue toute acquisition de connaissances qui pourrait avoir lieu, ainsi que le moment auquel elle a lieu. En outre, même si nous n'avons pas observé de phénomène de réétiquetage au niveau de l'ensemble de la population, il est possible qu'un réétiquetage puisse avoir lieu dans des régions défavorisées du pays, où l'on connaît mieux le régime d'assurance-emploi et où l'on compte également davantage sur celui-ci. C'est pourquoi une étude qui viserait des régions économiques mieux définies serait utile; malheureusement, les données administratives ne permettent pas d'identifier l'emplacement géographique des cessations d'emploi qui n'aboutissent pas à une acceptation des demandes de prestations de l'assurance-emploi.

Tableau 1
Moyennes et écarts-types par période dans le cas des données tirées des RE

Variable/Période		Femmes 15-24	Femmes 25-54	Hommes 15-24	Hommes 25-54	Pers. étudiées/ période
DV/E						
(80-01/90-10)	1	2,12 (0,070)	0,88 (0,021)	2,09 (0,073)	0,73 (0,020)	130
(90-11/93-03)	2	1,79 (0,088)	0,63 (0,024)	1,62 (0,079)	0,51 (0,020)	29
(93-04/94-06)	3	1,63 (0,098)	0,52 (0,021)	1,57 (0,090)	0,49 (0,020)	15
Autres et renvoi/E						
	1	1,41 (0,046)	0,80 (0,019)	1,56 (0,041)	0,70 (0,012)	130
	2	1,46 (0,094)	0,84 (0,037)	1,58 (0,077)	0,74 (0,012)	29
	3	1,40 (0,135)	0,84 (0,065)	1,47 (0,121)	0,67 (0,026)	15
MT/E						
	1	1,44 (0,043)	1,29 (0,037)	3,06 (0,097)	2,11 (0,056)	130
	2	1,42 (0,090)	1,44 (0,088)	3,18 (0,208)	2,55 (0,148)	29
	3	1,31 (0,131)	1,36 (0,149)	2,58 (0,275)	2,05 (0,179)	15
C/E						
	1	5,69 (0,181)	3,49 (0,067)	7,45 (0,195)	3,78 (0,59)	130
	2	5,42 (0,372)	3,49 (0,133)	7,15 (0,403)	4,11 (0,157)	29
	3	5,02 (0,479)	3,24 (0,226)	6,28 (0,560)	3,42 (0,191)	15

Tableau 2
Moyennes et écarts-types par période relatifs aux taux d'acceptation des demandes de prestations

Variable/Période		Femmes		Hommes		Pers. étudiées/
TAD pour les DV		15-24	25-54	15-24	25-54	période
(81-07/90-10)	1	24,53 (0,681)	34,87 (0,383)	27,58 (0,727)	31,73 (0,453)	112
(90-11/93-03)	2	17,33 (0,437)	30,44 (0,354)	19,70 (0,447)	27,97 (0,573)	29
(93-04/93-12)	3	10,59 (0,450)	21,43 (0,822)	12,18 (0,477)	19,51 (0,704)	9

Tableau 3
Régressions relatives aux taux d'acceptation des demandes de prestations dans le cas des personnes qui ont quitté volontairement leur emploi

	Femmes		Hommes	
	15-24	25-54	15-24	25-54
Y_{-1}	0,29*** (0,092)	0,33*** (0,074)	0,16** (0,074)	0,40*** (0,088)
Y_{-2}	0,08 (0,087)	0,18** (0,080)	0,37*** (0,088)	0,15** (0,072)
Tendance	-0,08*** (0,017)	-0,03** (0,014)	-0,04** (0,016)	-0,000 (0,014)
TC_{-1}	-0,45* (0,258)	-0,52 (0,435)	-0,11 (0,169)	-0,21 (0,515)
TC_{-12}	-0,02 (0,245)	0,51 (0,311)	-0,07 (0,176)	0,52 (0,373)
IOE_{-1}	-0,58*** (0,110)	-0,33*** (0,086)	-0,34*** (0,126)	-0,50*** (0,160)
IOE_{-12}	0,08 (0,145)	0,14 (0,122)	0,04 (0,153)	0,42** (0,220)
P2	-1,88** (0,878)	-1,71* (0,930)	-1,99* (1,193)	-2,30** (1,189)
P3	-4,69*** (1,452)	-7,05*** (1,735)	-4,80*** (1,861)	-7,37*** (2,093)
R^2	0,93	0,91	0,97	0,84
σ	1,98	1,68	1,33	1,71
B-G (2) (valeur prédict.)	1,14 (0,565)	1,33 (0,513)	2,58 (0,274)	1,67 (0,433)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Un, 2 et 3 astérisques représentent la signification aux niveaux de 10, 5 et 1 p. 100 respectivement. Il y a 138 observations dans chaque régression. On a utilisé des écarts-types cohérents sur le plan de l'hétéroscédasticité. Les variables factices et la constante du 11e mois ne sont pas indiquées.

Tableau 4
Taux de cessation d'emploi relatifs aux hommes, d'après les données tirées des RE

	15-24				25-54			
	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E
Y_{-1}	0,40***	0,20**	0,36***	0,23***	0,18**	0,01	0,26***	0,12*
	(0,087)	(0,082)	(0,092)	(0,089)	(0,084)	(0,072)	(0,077)	(0,074)
Y_{-2}	0,13	0,24***	0,15**	0,23***	0,17**	0,03	0,18**	0,21***
	(0,081)	(0,068)	(0,074)	(0,088)	(0,069)	(0,064)	(0,089)	(0,080)
Y_{-12}	0,35***	0,16	0,29***	0,28**	0,31***	-0,02	0,23**	0,17**
	(0,084)	(0,143)	(0,082)	(0,133)	(0,078)	(0,079)	(0,089)	(0,076)
Y_{-13}	-0,23	-0,17*	-0,17***	-0,21**	-0,17**	-0,18**	-0,19**	-0,23***
	(0,082)	(0,092)	(0,077)	(0,092)	(0,077)	(0,086)	(0,077)	(0,071)
Tendance	0,02**	-0,002*	-0,01	0,05	0,003	0,001	-0,002	-0,01
	(0,011)	(0,001)	(0,016)	(0,042)	(0,003)	(0,004)	(0,015)	(0,022)
TC_{-1}	-0,001	-0,01	-0,03	-0,05	-0,003	-0,01	-0,03	-0,04
	(0,012)	(0,014)	(0,019)	(0,048)	(0,004)	(0,009)	(0,027)	(0,034)
TC_{-12}	-0,03**	0,02	0,05**	0,11**	0,007*	0,02**	0,07***	0,15***
	(0,014)	(0,012)	(0,024)	(0,059)	(0,004)	(0,009)	(0,027)	(0,039)
IOE_{-1}	0,05***	0,01	-0,06***	-0,01	0,02***	-0,01	-0,05***	-0,05***
	(0,013)	(0,010)	(0,021)	(0,044)	(0,004)	(0,004)	(0,011)	(0,015)
IOE_{-12}	0,01	0,01	0,06**	0,09*	-0,003	0,02***	0,05***	0,09***
	(0,013)	(0,011)	(0,026)	(0,050)	(0,004)	(0,005)	(0,016)	(0,023)
P2	-0,13	-0,05	-0,08	-0,32	-0,01	0,04	0,005	0,07
	(0,118)	(0,010)	(0,158)	(0,444)	(0,029)	(0,033)	(0,112)	(0,158)
P3	-0,24*	-0,15	-0,20	-0,77	-0,04	-0,02	-0,16	-0,28
	(0,135)	(0,119)	(0,205)	(0,559)	(0,034)	(0,043)	(0,148)	(0,212)
R^2	0,96	0,87	0,95	0,92	0,95	0,60	0,94	0,87
σ	0,18	0,17	0,28	0,70	0,05	0,08	0,18	0,29
B-G (2) (valeur prédict.)	0,47 (0,791)	2,98 (0,225)	2,16 (0,340)	1,66 (0,435)	4,19 (0,123)	0,43 (0,806)	2,41 (0,299)	2,99 (0,224)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Un, 2 et 3 astérisques représentent la signification aux niveaux de 10, 5 et 1 p. 100 respectivement. Il y a 138 observations dans chaque régression. On a utilisé des écarts-types cohérents sur le plan de l'hétéroscédasticité. Les variables factices et la constante du 11e mois ne sont pas indiquées.

Tableau 5
Taux de cessation d'emploi relatifs aux femmes, d'après les données tirées des RE

	15-24				25-54			
	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E
Y_{-1}	0,22***	0,10	0,22***	0,14*	0,13*	0,02	0,24***	0,09
	(0,087)	(0,082)	(0,075)	(0,086)	(0,079)	(0,071)	(0,084)	(0,073)
Y_{-2}	0,21***	0,20***	0,21***	0,20**	0,23***	0,10	0,04	0,13**
	(0,083)	(0,071)	(0,070)	(0,079)	(0,063)	(0,076)	(0,067)	(0,068)
Y_{-12}	0,33***	0,28	0,35***	0,38**	0,40***	0,27***	0,41***	27***
	(0,104)	(0,223)	(0,118)	(0,192)	(0,076)	(0,087)	(0,096)	(0,082)
Y_{-13}	-0,17**	-0,12	-0,23***	-0,17**	-0,17**	-0,31***	-0,33***	-0,32***
	(0,079)	(0,095)	(0,067)	(0,086)	(0,086)	(0,072)	(0,074)	(0,070)
Tendance	0,04***	-0,003***	0,01	0,08**	-0,01	0,001*	0,002	0,01
	(0,011)	(0,001)	(0,007)	(0,034)	(0,064)	(0,0004)	(0,007)	(0,014)
TC_{-1}	0,01	0,02	-0,01	0,02	-0,01	0,01	-0,01	0,01
	(0,021)	(0,022)	(0,016)	(0,071)	(0,006)	(0,009)	(0,016)	(0,032)
TC_{-12}	0,07***	0,05***	0,06***	0,21***	0,02***	0,03***	0,05***	0,14
	(0,021)	(0,019)	(0,020)	(0,071)	(0,006)	(0,010)	(0,016)	(0,035)
IOE_{-1}	0,04***	0,01	-0,02**	0,02	0,02***	0,01*	-0,02***	0,003
	(0,013)	(0,011)	(0,009)	(0,035)	(0,004)	(0,003)	(0,005)	(0,010)
IOE_{-12}	0,02	0,02*	0,03**	0,09**	-0,001	0,01***	0,02***	0,05***
	(0,014)	(0,011)	(0,011)	(0,038)	(0,004)	(0,004)	(0,007)	(0,014)
P2	-0,18	-0,05	-0,02	-0,36	-0,03	0,03	0,01	0,08
	(0,127)	(0,105)	(0,077)	(0,360)	(0,031)	(0,040)	(0,064)	(0,139)
P3	-0,39***	-0,19	-0,13	-0,87**	-0,11***	-0,03	-0,07	-0,24
	(0,149)	(0,117)	(0,099)	(0,445)	(0,041)	(0,050)	(0,086)	(0,181)
R^2	0,94	0,89	0,90	0,92	0,95	0,90	0,94	0,91
σ	0,20	0,18	0,16	0,65	0,06	0,07	0,12	0,26
B-G (2) (valeur prédict.)	3,92 (0,141)	2.34 (0,309)	7,22 (0,027)	2,82 (0,243)	0,83 (0,660)	0,13 (0,938)	2,82 (0,243)	0,45 (0,799)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Un, 2 et 3 astérisques représentent la signification aux niveaux de 10, 5 et 1 p. 100 respectivement. Il y a 138 observations dans chaque régression. On a utilisés des écarts-types cohérents sur le plan de l'hétéroscédasticité. Les variables factices et la constante du 11e mois ne sont pas indiquées.

Tableau 6
Moyennes et écarts-types relatifs aux taux de cessation d'emploi pour les catégories « autres » et « renvoi », avant et après l'adoption du projet de loi C-113

	15-24			25-54		
	Après	Avant 1	Avant 2	Après	Avant 1	Avant
Femmes						
Autres/E	1,12 (0,132)	1,14 (0,123)	1,14 (0,123)	0,76 (0,064)	0,79 (0,066)	0,79 (0,067)
Renvoi/E	0,28 (0,009)	0,29 (0,012)	0,29 (0,010)	0,35 (0,010)	0,37 (0,017)	0,37 (0,017)
TC	15,04 (0,246)	14,81 (0,278)	15,10 (0,263)	9,48 (0,159)	9,38 (0,168)	9,43 (0,141)
IOE	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)
Hommes						
Autres/E	1,08 (0,119)	1,11 (0,106)	1,11 (0,107)	0,56 (0,026)	0,59 (0,024)	0,59 (0,027)
Renvoi/E	0,39 (0,008)	0,42 (0,016)	0,40 (0,014)	0,58 (0,018)	0,59 (0,021)	0,58 (0,020)
TC	20,01 (0,529)	20,10 (0,268)	20,42 (0,401)	10,16 (0,267)	10,34 (0,274)	10,62 (0,240)
IOE	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Chaque cellule représente la moyenne de 15 mois de données. Les périodes sont définies dans le texte.

Tableau 7
Taux des prestations pour les categories « autres » et « renvoi », avant et apres l'adoption du projet de loi C-113

	15-24		25-54	
	Après	Avant 1	Après	Avant 1
Femmes				
TP « autres »	25,67 (2,118)	25,86 (2,125)	50,44 (1,226)	49,62 (1,247)
TP « renvoi »	16,37 (0,771)	21,63 (1,260)	36,87 (0,524)	41,81 (0,867)
TC	14,88 (0,359)	15,15 (0,364)	9,65 (0,203)	9,43 (0,145)
IOE	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)
Hommes				
TP « autres »	25,99 (1,931)	27,18 (2,243)	43,42 (0,931)	45,40 (1,509)
TP « renvoi »	15,53 (0,407)	23,80 (1,491)	32,64 (0,756)	41,94 (0,663)
TC	19,44 (0,590)	19,62 (0,452)	9,88 (0,248)	10,24 (0,269)
IOE	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Chaque cellule représente la moyenne de 9 mois de données. Les périodes sont définies dans le texte.

Bibliographie

Akaike, H. *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle.* Second International Symposium on Information Theory. B.N. Petrov et F. Csaki. Budapest (éds.). Akademiai Kiado, 1973: 267-281.

Anderson, Patricia M. *Linear Adjustment Costs and Seasonal Labour Demand: Evidence From Retail Trade Firms.* Quarterly Journal of Economics 108 (1993): 1015-1042.

Becker, Gary, E. Landes et R. Michael. *An Economic Analysis of Marital Instability.* Journal of Political Economy 85 (1977): 1141-1187.

Breusch, Trevor S. *Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models,* Australian Economic Papers 17 (1978): 334-355.

Breusch, Trevor S. et Adrian R. Pagan. *The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics.* Review of Economic Studies 47 (1980): 239-254.

Burdett, Kenneth. *A Theory of Employee Job Search and Quit Rates.* American Economic Review 68 (1978): 212-220.

Burdett, Kenneth et R. Wright. *Unemployment Insurance and Short-Time Compensation: The Effects on Layoffs, Hours per Worker, and Wages.* Journal of Political Economy 97 (1989): 1479-1496.

Davidson, Russell et James G. MacKinnon. Estimation and Inference in Econometrics. New York: Oxford University Press, 1993.

Day, Kathleen. *Interprovincial Migration Flows and Local Public Goods.* Canadian Journal of Economics 25 (1992): 123-144.

Développement des Ressources humaines Canada. Unemployment Insurance: Regular Benefits, Minister of Supply and Services Canada, 1996 (N° de cat. LU2-1994 / 1995).

Gibbons, Robert et Larry Katz. *Layoffs and Lemons.* Journal of Labor Economics 9 (1991): 351-380.

Godfrey, L.G. *Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables.* Econometrica 46 (1978): 1303-1310.

Green, David et Craig Riddell. *Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis.* Mimeo, Université de la Colombie-Britannique, Septembre 1993.

Hall, Robert et Edward Lazear. *The Excess Sensitivity of Quits and Layoffs to Demand.* Journal of Labor Economics 2 (1984): 233-257.

Harvey, A.C. The Econometric Analysis of Time Series. Oxford: Philip Allan Publishers, 1981.

Hashimoto, Masanori et B. Yu. *Specific Capital, Employment Contracts, and Wage Rigidity.* Bell Journal of Economics 11 (1980): 536-549.

Johnston, John. Econometric Methods. (3e éd.) New-York: McGraw-Hill, 1984.

Jovanovic, Boyan. *Job Matching and the Theory of Turnover.* Journal of Political Economy 87 (1979): 972-990.

Lee, Han Shik et Pierre L. Siklos. *Unit Roots and Seasonal Unit Roots in Macroeconomic Time Series.* Economics Letters 35 (1991): 273-277.

McLaughlin, Kenneth. *A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover.* Journal of Political Economy 99 (1991): 1-29.

Meyer, Bruce. *Unemployment Insurance and Unemployment Spells.* Econometrica 58 (1990): 757-782.

Mills, Terence C. Time Series Techniques for Economists. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

Mortensen, Dale T. *Wages, Separations, and Job Tenure: On-the-Job Specific Training or Matching?* Journal of Labor Economics 6 (1988): 445-471.

Ragan, James F., Jr. *The Voluntary Leaves Provisions of Unemployment Insurance and their Effects on Quit and Unemployment Rates.* Southern Economic Journal 51 (1984): 135-146.

Schwarz, G. *Estimating the Dimension of a Model.* Annals of Statistics 6 (1978): 461-464.

Storer, Paul et Marc A. Van Audenrode. *Take-Up of Unemployment Insurance Benefits and the Business Cycle.* Mimeo, Université du Québec à Montréal, 1995.